

Karolina Konopczak  

Katedra Ekonomii Stosowanej, Szkoła
Główna Handlowa w Warszawie, Polska
Ministerstwo Finansów, Polska

Aleksander Pawlak  

Ministerstwo Finansów, Polska

Transfer zysku z gospodarki polskiej – skala i skutki fiskalne*

Profit Shifting from the Polish Economy: Magnitude and Fiscal Effects

Streszczenie

W artykule analizowano transfer zysku z gospodarki polskiej, zaproponowano także metodę kwantyfikacji skali i fiskalnych skutków tego zjawiska. W badaniu przyjęto podejście mikroekonomiczne, wykorzystując jednostkowe dane podatkowe i finansowe spółek działających w Polsce oraz implementując mikroekonometryczne metody badawcze. Otrzymane wyniki jednoznacznie wskazują na istotnie niższą średnią rentowność podatkową podmiotów należących do międzynarodowych grup kapitałowych w porównaniu ze spółkami krajowymi o prostej strukturze własnościowej, co dowodzi występowania transferu zysku z gospodarki polskiej. Zgodnie z najbardziej wiarygodnymi wynikami spośród otrzymanych spółki z kapitałem zagranicznym transferują ok. 20% swoich zysków za granicę, obniżając w ten sposób podstawę opodatkowania i powodując ubytek dochodów sektora finansów publicznych średnio o ok. 2,6 mld PLN rocznie, co stanowiło średnio ok. 6,4% dochodów fiskalnych z tytułu CIT w latach 2011–2021. Ze względu na obroną strategię empiryczną szacunek ten należy uznać za konserwatywny.

Abstract

This article analyses profit shifting from the Polish economy and proposes a methodology for quantifying its magnitude and fiscal effects. Adopting a microeconomic perspective, the study draws on firm-level fiscal and financial data for companies registered in Poland and applies microeconometric methods. The obtained results reveal that foreign multinational subsidiaries exhibit significantly lower average tax profitability than domestic standalones (i.e. Polish-owned companies with a simple ownership structures), indicating profit shifting out of Poland. The most reliable quantification estimates suggest that foreign subsidiaries transfer roughly one-fifth of their profits abroad, thereby reducing the tax base and leading to a loss of tax revenues by around 2.6 billion PLN annually—equivalent to approximately 6.4 percent of CIT revenues in Poland between 2011 and 2021. Given the empirical strategy employed, this estimate should be considered conservative.

Słowa kluczowe:

metody quasi-eksperymentalne,
ekonomia opodatkowania, transfer
zysku, luka CIT

Kody klasyfikacji JEL:

C55, C81, H25, H26

Historia artykułu:

nadestany: 17 marca 2024 r.

poprawiony: 26 stycznia 2025 r.

zaakceptowany: 29 stycznia 2025 r.

Keywords:

quasi-experimental methods,
economics of taxation, profit shifting,
CIT gap

JEL classification codes:

C55, C81, H25, H26

Article history:

submitted: March 17, 2024

revised: January 26, 2025

accepted: January 29, 2025

* Przedstawione w artykule badania zostały zrealizowane w ramach projektu finansowanego przez Narodowe Centrum Badań i Rozwoju nr GOSPOSTRATEG-VI/0029/2021-00 „Monitorowanie działalności innowacyjnej firm i ocena skutków regulacji jako wsparcie dla polityki gospodarczej”, akronim FIRMINREG.

Wprowadzenie

W artykule poddano weryfikacji hipotezę o transferze zysku z gospodarki polskiej przez podmioty należące do międzynarodowych grup kapitałowych oraz zaproponowano metodę kwantyfikacji skali i fiskalnych skutków tego zjawiska. Analiza została przeprowadzona na jednostkowych danych podatkowych i finansowych spółek działających w Polsce. Badanie obejmowało lata 2011–2021.

Zgodnie z przyjętą w artykule mikroekonomiczną strategią badawczą o transferze zysku świadczy istotnie niższa średnia rentowność podatkowa spółek z udziałem kapitału zagranicznego, w których przypadku istnieje możliwość transferu zysku do podmiotów powiązanych w innych jurysdykcjach podatkowych, od średniej rentowności podatkowej spółek krajowych o prostej strukturze właścicielskiej, które są tej możliwości pozbawione. W celu weryfikacji tej hipotezy zastosowano podejście quasi-eksperymentalne, korygując systematyczne różnice w charakterystykach spółek krajowych i zagranicznych, które mogłyby rzutować na różnice w rentowności podatkowej.

Oprócz implementacji metody mikroekonomicznej na danych polskich wartości dodaną artykułu jest również zaproponowana metoda kwantyfikacji skali i fiskalnych skutków transferu zysku. W jej ramach podmiotom z udziałem kapitału zagranicznego przyporządkowywano wskaźniki rentowności podatkowej i obciążenia podatkiem dochodowym najbardziej zbliżonych pod względem obserwowalnych charakterystyk spółek krajowych. Różnica między rzeczywistym a kontrfaktycznym wynikiem podatkowym i należnościami podatkowymi spółki z udziałem kapitału zagranicznego stanowi w ramach zaproponowanej metody oszacowanie wielkości wytransferowanego przez nią zysku oraz uszczupień fiskalnych z tego tytułu.

Wyniki badania wskazują na istotnie niższą średnią rentowność podatkową podmiotów z udziałem kapitału zagranicznego w porównaniu ze spółkami krajowymi, co sugeruje transfer zysku z gospodarki polskiej. Zgodnie z najbardziej wiarygodnymi spośród otrzymanych wyników spółki należące do międzynarodowych grup kapitałowych transferują ok. 20% swoich zysków za granicę, obniżając w ten sposób podstawę opodatkowania i tym samym powodując ubytek dochodów sektora finansów publicznych średnio o ok. 2,6 mld PLN rocznie, co stanowiło średnio ok. 6,4% dochodów fiskalnych z tytułu CIT w latach 2011–2021. Ze względu na obraną strategię empiryczną szacunek ten należy uznać za konserwatywny.

Artykuł ma następującą strukturę. Najpierw scharakteryzowano zjawisko transferu zysku oraz przedstawiono omawiane w literaturze metody jego pomiaru. Następnie opisano zastosowaną w niniejszym badaniu metodykę, przyjętą strategię empiryczną i wykorzystane w badaniu dane oraz przedstawiono otrzymane wyniki, w tym oszacowanie skali transferu zysku z gospodarki polskiej oraz kwantyfikację fiskalnych skutków tego zjawiska. Ostatnia część stanowi podsumowanie badania.

Zjawisko transferu zysku i metody jego pomiaru

W wyniku postępującej w ostatnich dekadach globalizacji procesów gospodarczych, w szczególności ekspansji międzynarodowych grup kapitałowych, gros transakcji – dostaw towarów, udzielania licencji, świadczenia usług niematerialnych, kredytowania itp. – odbywa się między jednostkami organizacyjnymi zależnymi od siebie – powiązanymi funkcjonalnie i kapitałowo – działającymi jednak w różnych państwach. Przykładowo, międzynarodowe grupy kapitałowe w 2016 r. odpowiadały za ponad 60% globalnej wymiany handlowej [de Backer i in., 2019]. Transakcje te są powszechnie wykorzystywane do transferu zysku (ang. *profit shifting*) między jurysdykcjami podatkowymi.

Transfer zysku należy rozumieć jako niewspółmierną z rzeczywistą działalnością gospodarczą alokację dochodów między podmiotami działającymi w ramach jednej grupy kapitałowej w różnych jurysdykcjach podatkowych, której celem jest minimalizacja obciążeń podatkowych na poziomie grupy. Tym samym nie każdy transfer środków pieniężnych pomiędzy podmiotami powiązanymi można uznać za transfer zysku, a jedynie ten (lub tę jego część), którego podstawowym celem jest obniżenie podstawy opodatkowania w jednej jurysdykcji

podatkowej (o wyższej efektywnej stopie opodatkowania, gdzie zyski zostały w rzeczywistości wypracowane) na korzyść innej (o niższej efektywnej stopie opodatkowania). Tak rozumiany transfer zysku ma charakter ukryty (w przeciwieństwie do jawnej dystrybucji w postaci dywidendy) i odbywa się poprzez płatności na poziomie kosztów. Transfer zysku jest zatem wynikiem agresywnej międzynarodowej optymalizacji podatkowej – w szczególności legalnej, lecz sztucznej i motywowanej w głównej mierze względami podatkowymi, strukturyzacji transgranicznej działalności gospodarczej – i można uznać go za jeden ze sposobów unikania opodatkowania (ang. *tax avoidance*) i tym samym element luki podatkowej *sensu largo*¹. Zjawisko to przyczynia się do erozji bazy podatkowej (ang. *base erosion*) na poziomie krajów, stanowiąc poważne zagrożenie dla ich dochodów publicznych. Możliwość obniżania obciążeń podatkowych dzięki międzynarodowemu transferowi zysku godzi również w sprawiedliwość podatkową, ponieważ podmioty z udziałem kapitału zagranicznego uzyskują dzięki niej przewagę konkurencyjną nad podmiotami krajowymi, które są tej możliwości pozbawione.

Do podstawowych instrumentów transferu zysku za granicę należą [Janský, Palanský, 2019]: (1) ceny transferowe, (2) płatności odsetkowe, (3) płatności licencyjne i za usługi niematerialne (usługi doradcze, prawne, księgowe, reklamowe, badania rynku, zarządzania i kontroli, przetwarzania danych, rekrutacji pracowników i pozyskiwania personelu, gwarancji i poręczeń itp.).

Mianem cen transferowych określane są ceny transakcji zawieranych między podmiotami w ramach jednej grupy kapitałowej. Ceny te (mimo że nie mają wpływu na łączny dochód grupy) determinują przychody i koszty poszczególnych podmiotów i tym samym geograficzną dystrybucję dochodu oraz – w obliczu międzynarodowego zróżnicowania efektywnych stóp opodatkowania – łączne obciążenie podatkowe grupy. Tym samym odpowiednio kształtowana polityka cen transferowych – dzięki zawyżaniu lub zaniżaniu wyceny towarów i usług w transakcjach między podmiotami powiązаныmi – umożliwia transfer zysku do bardziej korzystnych podatkowo jurysdykcji. W szczególności proceder ten jest wykorzystywany w zakresie dóbr niematerialnych, w których przypadku wycena rynkowa (ang. *arm's length*) jest trudna do przeprowadzenia.

Do transferu zysku wykorzystywane są również płatności odsetkowe od długu zaciągniętego u podmiotów powiązanych. Możliwość zastosowania tego instrumentu wynika z faktu, że co do zasady systemy podatkowe nie są neutralne względem źródeł finansowania działalności: premiuje podatkowo źródła obce, a dyskryminuje własne². Płatności odsetkowe są bowiem zaliczane do kosztów uzyskania przychodów, podczas gdy koszt kapitału własnego nie stanowi kosztu podatkowego. Z racji tego, że płatności odsetkowe do podmiotów powiązanych spełniają podobną funkcję ekonomiczną co dywidendy (a są korzystniejsze podatkowo, ponieważ zmniejszają podstawę opodatkowania), stanowią ukryty transfer zysku i prowadzą do obniżenia dochodu do opodatkowania spółki zależnej. Dodatkowo optymalizacja podatkowa w tym zakresie wpływa na strukturę finansowania działalności spółki zależnej i może prowadzić do nadmiernej dźwigni finansowej (udziału długu w pasywach) i tym samym niedostatecznej kapitalizacji.

Do transferu zysku w postaci płatności licencyjnych i za usługi niematerialne wykorzystywane są często spółki specjalnego przeznaczenia (ang. *special purpose vehicles*) zarejestrowane w tzw. rajach podatkowych (ang. *tax havens*) – tj. krajach lub terytoriach stosujących szkodliwą konkurencję podatkową – świadczące usługi (pośrednictwa w handlu, doradcze, ubezpieczeniowe itp.) lub spółki, w których ulokowane są wartości niematerialne i prawne (prawa autorskie, znaki towarowe, patenty itp.) udostępniane w formie licencji należącym do grupy podmiotom działającym w innych (tradycyjnych) jurysdykcjach podatkowych. W tym przypadku dążenie do osiągnięcia korzyści podatkowej na poziomie grupy prowadzi do strategicznej alokacji źródeł dochodów.

¹ Luka w podatku dochodowym od osób prawnych (CIT) może być definiowana jako suma uszczupień podatkowych (luka *sensu stricto*), obejmująca wyłącznie działalność nielegalną, tj. uchylanie się od opodatkowania lub oszustwa podatkowe, lub też może uwzględniać dodatkowo działania, które są zgodne z literą prawa, ale nie jego duchem (luka *sensu largo*), tj. unikanie opodatkowania. W szczególności treść pojęcia luki wynika z metod zastosowanych do jej szacowania. W metodzie mikroekonomicznej, polegającej na uogólnieniu na generalną populację podatników ustaleń kontroli podatkowych, luka CIT jest utożsamiana z działaniami niezgodnymi z prawem. Z kolei w metodzie makroekonomicznej luka podatkowa stanowi różnicę między wielkością należności podatkowych, które powinny zostać uiszczone w przypadku pełnej zgodności zachowań podatników z treścią i celem norm prawnopodatkowych, a ich wielkością faktyczną.

² Należy wspomnieć tu o podejmowanych w niektórych krajach próbach wyrównania podatkowego traktowania źródeł finansowania poprzez zaliczenie do kosztów podatkowych kosztu kapitału własnego (ang. *allowance for corporate equity*) lub wyłączenie płatności odsetkowych z kosztów uzyskania przychodu (ang. *comprehensive business income tax*).

Problem transferu zysku i towarzyszącej mu erozji bazy podatkowej stanowi jedno z najistotniejszych wyzwań międzynarodowej polityki gospodarczej ostatnich lat. Globalne szacunki [Tørsløv i in., 2023] wskazują, że transferowi do rajów podatkowych podlega 36% światowych zysków, co redukuje łączne obciążenia z tytułu podatku CIT o ok. 10%, przy czym w niektórych państwach, w szczególności gospodarkach rozwiniętych o wysokich nominalnych stopach podatkowych (Niemcy, Francja, Wielka Brytania), uszczuplenie dochodów podatkowych sięga 20–30%.

Ze względu na istotne fiskalne skutki zjawiska transferu zysku działania na rzecz jego ograniczenia stały się przedmiotem międzynarodowej współpracy na forum G20, OECD czy w ramach Unii Europejskiej. W 2012 r. podczas szczytów państw należących do grupy G20 podjęto uchwałę o walce ze zjawiskiem erozji bazy podatkowej [G20, 2012a] i wezwano OECD do opracowania planu działań w tym zakresie [G20, 2012b]. W odpowiedzi OECD opublikowała w 2013 r. raport na temat skali i przyczyn transferu zysku [OECD, 2013b] oraz plan działań [OECD, 2013a] – *Action Plan on Base Erosion and Profit Shifting* – z listą 15 zadań mających na celu uszczelnienie międzynarodowego systemu podatkowego. Prace nad nimi toczyły się na forum OECD i G20 przez 2 lata i zaowocowały raportem końcowym [OECD, 2015], opublikowanym w październiku 2015 r. Na podstawie zawartych w nim rekomendacji w lipcu 2016 r. wprowadzona została dyrektywa Rady UE ustanawiająca przepisy mające na celu przeciwdziałanie praktykom unikania opodatkowania, które mają bezpośredni wpływ na funkcjonowanie rynku wewnętrznego, określana mianem dyrektywy przeciw unikaniu opodatkowania (ang. *anti-tax avoidance directive*, ATAD).

W ramach transpozycji dyrektywy ATAD oraz zaleceń OECD do polskiego porządku prawnego, a także z własnej inicjatywy polski ustawodawca podejmował od 2014 r. szereg działań uszczelniających, których celem było ograniczenie zjawiska unikania opodatkowania, w tym poprzez transfer zysku za granicę. Do najważniejszych należało: (1) przyjęcie w ordynacji podatkowej generalnej klauzuli przeciwko unikaniu opodatkowania (ang. *general anti avoidance rule*), (2) rozszerzenie i modyfikacja przepisów o niedostatecznej (cienkiej) kapitalizacji, (3) przyjęcie regulacji limitujących korzyści podatkowe związane z usługami niematerialnymi oraz wartościami niematerialnymi i prawnymi, (4) przyjęcie regulacji ukierunkowanych na ograniczenie manipulacji wynikiem podatkowym za pomocą cen transferowych (szerzej w: Konopczak i Łożykowski [2021]).

Aby ocenić skuteczność podejmowanych działań uszczelniających w ograniczaniu transferu zysku, niezbędna jest metoda pomiaru skali tego zjawiska. W literaturze zaproponowano szereg instrumentów służących temu. Transfer zysku – jako że stanowi tylko część przepływów pieniężnych między jurysdykcjami podatkowymi – jest zjawiskiem nieobserwowalnym, stąd jego kwantyfikacja jest możliwa jedynie pośrednio (szacunkowo). Ze względu na fakt, że ukryty transfer zysku odbywa się na poziomie kosztów, przez co obniża wykazywany przez spółkę dochód, punktem wyjścia do estymacji jego skali jest rentowność. W literaturze do analizy rentowności na potrzeby szacowania transferu zysków podchodzono w dwojaki sposób – od strony makro- i mikroekonomicznej [Dharmapala, 2019].

W ujęciu makroekonomicznym w celu weryfikacji hipotezy o transferze zysków i oszacowania jego skali modele ekonometryczne są budowane na danych zagregowanych na poziomie krajów. Badaniu podlega albo średnia rentowność w danym państwie aktywów pochodzących z różnych jurysdykcji podatkowych (m.in. Bowlijn i in. [2018]; Janský, Palanský [2019]; Nerudova i in. [2021]), albo średnia rentowność działających w danej jurysdykcji spółek z udziałem kapitału zagranicznego i spółek krajowych [Tørsløv i in., 2023]. W pierwszym przypadku weryfikowana jest hipoteza, zgodnie z którą istnieje ujemna zależność między udziałem w aktywach zagranicznych w danym państwie inwestycji z jurysdykcji o niższej efektywnej stopie podatkowej (rajów podatkowych) a rentownością tych aktywów. W drugim przypadku porównywana jest rentowność aktywów podmiotów będących częścią międzynarodowych grup kapitałowych oraz firm bez udziału kapitału zagranicznego działających w krajach o niskiej i wysokiej efektywnej stopie opodatkowania. Potwierdzeniem hipotezy o transferze zysków jest relatywnie (w stosunku do firm krajowych) wysoka rentowność spółek z udziałem kapitału zagranicznego w rajach podatkowych, niska zaś w tradycyjnych jurysdykcjach podatkowych.

Podejście makroekonomiczne można poddać krytyce ze względu na nieodporną przeprowadzanych w jego ramach badań na tzw. błąd wnioskowania międzypoziomowego. W szczególności średnio niższe zwroty

z inwestycji zagranicznych w krajach o wyższym udziale inwestycji z jurysdykcji o niższej efektywnej stopie podatkowej nie oznaczają, że niższa jest rentowność aktywów pochodzących z rajów podatkowych. Szczególnie problematyczna w tym kontekście jest empiryczna specyfikacja zastosowana w badaniu **Bowlina i in. [2018]**, nieuwzględniająca żadnej zmiennej kontrolnej, która mogłaby mieć wpływ na rentowność bezpośrednich inwestycji zagranicznych w poszczególnych krajach (choćby poziomu ich rozwoju gospodarczego czy sektorów gospodarki, w których te inwestycje są ulokowane). Co więcej, badania na danych zagregowanych na poziomie kraju nie pozwalają na wykluczenie innego od implikowanego przez przyjęte założenia kierunku przyczynowości. Z kolei porównanie średniej rentowności firm należących do międzynarodowych grup kapitałowych i firm krajowych ma tę wadę, że część obserwowanej różnicy może wynikać z różnych charakterystyk spółek należących do obu grup (choćby różnych sektorów działalności, wielkości aktywów czy obrotów, dźwigni finansowej itp.).

Ujęcie mikroekonomiczne (m.in. **Egger i in. [2010]**; **Dischinger, Riedel [2011]**; **Dharmapala, Riedel [2013]**; **Hansson i in. [2017]**; **Laffitte i in. [2019]**; **Bilicka [2019]**) ma tę przewagę nad makroekonomicznym, że badania w jego ramach opierają się na jednostkowych danych dotyczących spółek. Przy porównaniu spółek krajowych z tymi z udziałem kapitału zagranicznego można zatem kontrolować szereg charakterystyk, które oprócz struktury właścicielskiej wpływają na poziom ich rentowności. Co więcej, dzięki zastosowaniu metod łączenia danych (ang. *matching*) możliwe jest przyporządkowanie spółkom należącym do międzynarodowych grup kapitałowych porównywalnych pod względem kluczowych charakterystyk spółek krajowych, tworząc quasi-eksperymentalny schemat badawczy i tym samym pozwalając na nieobciążoną przez różnicę w charakterystykach weryfikację zjawiska transferu zysku.

Metodyka

W niniejszym badaniu zaimplementowano mikroekonomiczne podejście do analizy transferu zysku. Jego główną ideą jest porównanie wyników podatkowych (dochodu i należności podatkowych) spółek z udziałem kapitału zagranicznego, w których przypadku istnieje możliwość transferu zysku do podmiotów powiązanych w innych jurysdykcjach podatkowych, ze spółkami krajowymi o prostej strukturze właścicielskiej, które są tej możliwości pozbawione. Dualizm ten stanowi rodzaj naturalnego eksperymentu, w ramach którego oddziaływaniem (ang. *treatment*) jest możliwość transferu zysku za granicę, grupą badaną/eksperymentalną (ang. *treated/treatment group*) są spółki należące do międzynarodowych grup kapitałowych, grupę niepoddaną oddziaływaniu (ang. *non-treated group*) stanowią zaś spółki krajowe.

W ramach naturalnego eksperymentu jednostki nie są przydzielane do grup w sposób losowy, co powoduje potencjalne obciążenie efektu oddziaływania (ang. *treatment effect*) szacowanego za pomocą standardowych estymatorów, np. różnicy średnich w obu grupach:

$$ATE = E(Y_i | T_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0), \quad (1)$$

gdzie *ATE* oznacza przeciętny efekt oddziaływania (ang. *average treatment effect*), *Y* – analizowaną zmienną wynikową, *T* – zmienną dychotomiczną, która przyjmuje wartość 1 w przypadku objęcia jednostki i oddziaływaniem i 0 w przeciwnym przypadku.

Niezgodność estymatora efektu oddziaływania pojawia się wówczas, gdy istnieją czynniki (np. charakterystyki spółek), które jednocześnie wpływają na prawdopodobieństwo poddania oddziaływaniu (czyli prawdopodobieństwo przynależności do międzynarodowych grup kapitałowych) oraz na analizowaną zmienną wynikową (czyli wyniki podatkowe), określane mianem zmiennych zakłócających (ang. *confounders*). Aby na podstawie danych obserwacyjnych z naturalnego eksperymentu można było wnioskować o efekcie oddziaływania, tj. skali erozji bazy podatkowej i wpływów podatkowych, które można w kategoriach przyczynowych interpretować jako konsekwencję transferu zysku, należy skorygować systematyczne różnice w charakterystykach między grupą badaną i kontrolną, które są efektem nielosowej selekcji i które mogą rzutować na różnice w wynikach podatkowych.

Podstawowym sposobem korekty obciążenia estymatora efektu oddziaływania jest łączenie/dopasowywanie danych (ang. *matching*). Metody te polegają na przyporządkowaniu jednostkom z grupy eksperymentalnej możliwie zbliżonych pod względem obserwowalnych charakterystyk jednostek z grupy niepoddanej oddziaływaniu, w wyniku czego tworzona jest grupa kontrolna (ang. *control group*). W efekcie łączenia wyjściowy zbiór danych obserwacyjnych jest przekształcany do zbioru quasi-eksperymentalnego, który – przy spełnieniu teoretycznych założeń metody³ – pozwala na nieobciążoną estymację efektu oddziaływania. Łączenie zastępuje zatem randomizację, która jest złotym standardem analizy danych, ale której nie można zastosować przy badaniu wielu problemów ekonomicznych, w tym zjawiska transferu zysku.

Estymacja przez dopasowanie polega zatem na użyciu estymatora wartości oczekiwanej różnicy analizowanej zmiennej wynikowej w grupie badanej oraz możliwie zbliżonej do niej pod względem obserwowalnych charakterystyk (tj. dopasowanej) grupie kontrolnej wybranej spośród jednostek niepoddanych oddziaływaniu. Łączenie może odbywać się po obserwowalnych cechach jednostek, jednak w przypadku, gdy mamy do czynienia z wieloma charakterystykami, mogącymi przyjmować wiele poziomów, proces dopasowania staje się skomplikowany, w przypadku zaś, gdy część zmiennych ma charakter ciągły, staje się on niemożliwy. Odpowiedzią na ten problem jest metoda łączenia według prawdopodobieństwa⁴ (ang. *propensity score matching*, PSM), zaproponowana przez **Rosenbauma i Rubina [1983]**. W jej ramach podstawę do łączenia obserwacji stanowi wartość prawdopodobieństwa (skłonności do) bycia objętym oddziaływaniem (ang. *propensity score*), determinowana obserwowalnymi charakterystykami jednostki (X_i):

$$PS(X_i) = P(T_i = 1 | X_i). \quad (2)$$

Dopasowywanie obserwacji według wartości *propensity score* sprowadza zatem wielowymiarowy problem łączenia danych (tj. według wielu charakterystyk) do jednego wymiaru. **Rosenbaum i Rubin [1983]** udowodnili, że jeżeli łączenie po charakterystykach pozwala na nieobciążoną estymację efektu oddziaływania, to pozwala na nią również łączenie według prawdopodobieństwa bycia objętym oddziaływaniem szacowanego na podstawie tych charakterystyk. W zastosowaniach praktycznych do szacowania tego prawdopodobieństwa wykorzystywany jest najczęściej model logitowy lub probitowy.

Do łączenia danych na podstawie oszacowanego prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu stosowany jest szereg algorytmów. Najpopularniejszym z nich jest metoda najbliższego sąsiada (ang. *nearest neighbour*), w ramach której danej obserwacji z grupy badanej przyporządkowywana jest zadana z góry liczba (1 lub więcej) obserwacji z grupy niepoddanej oddziaływaniu o najbardziej zbliżonej wartości *propensity score*. W celu wyeliminowania połączeń o dużej różnicy w wartości wskaźników metoda najbliższego sąsiada bywa uzupełniana o warunek dotyczący maksymalnej różnicy (metoda suwmiarki, ang. *caliper*). W ramach metody promienia (ang. *radius*) danej jednostce z grupy eksperymentalnej przyporządkowywane są wszystkie jednostki z grupy niepoddanej oddziaływaniu, w których przypadku różnica w zakresie *propensity score* nie przekracza co do wartości bezwzględnej zadanej wielkości. Z kolei metoda estymacji jądrowej (ang. *kernel estimation*) zakłada przyporządkowanie danej jednostce badanej wszystkich jednostek z grupy niepoddanej oddziaływaniu z wagami odwrotnie proporcjonalnymi do różnicy we wskaźniku *propensity score*.

Teoretycznym celem metod łączenia jest przyporządkowanie każdej jednostce z grupy badanej jednostki (jednostek) niepoddanej oddziaływaniu o identycznych (możliwie zbliżonych) charakterystykach. Jeśli w grupie eksperymentalnej pozostają jednostki, w których przypadku to przyporządkowanie jest niemożliwe, to albo należy usunąć je z próby, albo dokonać ekstrapolacji jednostek z grupy niepoddanej oddziaływaniu [**Ho i in., 2007**]. Wadą pierwszego rozwiązania jest utrata informacji na temat części badanych jednostek, co może uniemożliwić nieobciążoną generalizację otrzymanych wyników na populację. Wadą drugiego jest

³ Zgodne oszacowanie efektu oddziaływania wymaga spełnienia założenia, że selekcja odbywa się wyłącznie na podstawie obserwowalnych cech jednostek (założenie warunkowej niezależności, ang. *conditional independence assumption*) oraz że dla wszystkich jednostek z grupy badanej możliwe jest znalezienie odpowiednika w grupie niepoddanej oddziaływaniu (założenie przenikania, ang. *overlap*).

⁴ Polska terminologia dotycząca metody *propensity score matching* użyta w niniejszym artykule jest zaczerpnięta z prac **Szulca [2012]** i **Strawińskiego [2015]**.

potencjalny błąd ekstrapolacji, w szczególności wynikający z narzuconej postaci funkcyjnej użytego do ekstrapolacji modelu.

W praktyce – z racji tego, że w ramach metody PSM obserwacje łączone są według prawdopodobieństwa, nie zaś na podstawie charakterystyk – jakość dopasowania oceniana jest na podstawie różnicy w rozkładach charakterystyk (ang. *covariate imbalance*) w grupie badanej i kontrolnej. W przypadku znacznych wyjściowych różnic w próbach, a także w przypadku dużej liczby zmiennych użytych do szacowania *propensity score* po implementacji algorytmu łączenia rozkłady charakterystyk mogą nadal znacznie się różnić. Z tego względu w praktyce zamiast (lub obok) standardowej estymacji, tj. obliczenia różnicy średnich zmiennej wynikowej w grupie badanej i kontrolnej, efekt oddziaływania bywa szacowany w ramach modelu parametrycznego przy kontroli charakterystyk jednostek [Ho i in., 2007; Stuart, 2010; Shipman i in., 2017]. W ten sposób różnice w obserwowalnych charakterystykach między grupami, których nie udało się wyeliminować na etapie łączenia danych, podlegają uwzględnieniu na etapie estymacji efektu oddziaływania. Zaletą dwustopniowej procedury, łączącej metody dopasowania danych (krok 1) i podejście regresyjne (krok 2), jest zgodność estymatora efektu oddziaływania w przypadku, gdy przynajmniej w jednym z kroków (niekoniecznie obu) model prawidłowo odzwierciedla proces generujący dane [Robins, Rotnitzky, 2001]. Stąd ten nurt modelowania określany jest mianem „podwójnie odpornej estymacji efektu oddziaływania” (ang. *doubly robust estimation of average treatment*). Alternatywnie lepsze dopasowanie próby badanej i kontrolnej (i tym samym mniejszy błąd wynikający z nielosowej selekcji) można otrzymać przez ograniczenie próby tak, aby pod względem wszystkich charakterystyk rozkłady w grupie poddanej i grupie niepoddanej oddziaływaniu przenikały się (ang. *overlap*). Ceną takiej interwencji jest jednak utrata informacji i potencjalna niereprezentatywność dla populacji generalnej pozostałych po obcięciu próby jednostek z grupy badanej [Crump i in., 2009], co również skutkuje obciążeniem estymatora (ang. *bias due to incomplete matching*; Rosenbaum, Rubin [1985]).

Strategia empiryczna

Punktem wyjścia do opracowania strategii empirycznej niniejszego badania był artykuł Bilickiej [2019], który dotyczy transferu zysku z gospodarki brytyjskiej i w którym – w przeciwieństwie do wcześniejszej literatury – wykorzystano nie tylko dane ze sprawozdań finansowych, ale również administracyjne dane podatkowe.

W badaniu zastosowana została dwustopniowa procedura szacowania efektu oddziaływania. W przeciwieństwie do Bilickiej [2019] nie ograniczono próby eksperymentalnej (tj. spółek z udziałem kapitału zagranicznego) tak, aby uzyskać pełne przenikanie rozkładów, ponieważ – oprócz potencjalnego obciążenia estymatora wynikającego z takiej operacji – uniemożliwiłoby to kwantyfikację skali i fiskalnych skutków transferu zysków na poziomie danych jednostkowych. Zamiast tego pozostałe po etapie łączenia danych różnice w charakterystykach między grupą badaną i kontrolną zostały poddane korekcie w ramach modelu parametrycznego.

W pierwszym kroku procedury grupę kontrolną dobrano – oddzielnie dla każdego roku – spośród jednostek niepoddanych oddziaływaniu (spółek krajowych) przy wykorzystaniu metody PSM. Wskaźnik *propensity score* był szacowany w ramach modelu logitowego, łączenia na jego podstawie dokonano zaś przy wykorzystaniu metody najbliższego sąsiada. Ze względu na różny wpływ poszczególnych wartości hiperparametrów metody na obciążenie i wariancję estymatora (ang. *bias-variance trade-off*) w badaniu zastosowano szereg różnych ich kombinacji. Spółkom zagranicznym były przyporządkowywane spółki krajowe ze zwracaniem i bez zwracania oraz w różnej liczbie (od jednej do pięciu). W celu zachowania wszystkich obserwacji z grupy badanej przy łączeniu nie uwzględniano warunku dotyczącego maksymalnej różnicy w *propensity score*.

W drugim kroku efekt oddziaływania był szacowany w ramach modelu ekonometrycznego z charakterystykami jednostek (X) jako zmiennymi kontrolnymi:

$$Y_{it} = f(\alpha_i, \alpha_t, T_i, X_{it}, \varepsilon_{it}), \quad (3)$$

gdzie α_i i α_t oznaczają – odpowiednio – efekty indywidualne i czasowe, ϵ – składnik losowy. Oszacowanie parametru przy zmiennej T jest interpretowane jako efekt oddziaływania, tj. średnia różnica w wartości zmiennej wynikowej Y (rentowność i obciążenie podatkowe) między jednostkami z grup badanej i kontrolnej, której nie można wyjaśnić różnicami w ich charakterystykach.

Kwantyfikacji skali i fiskalnych skutków transferu zysku dokonano na poziomie jednostkowym – w przeciwieństwie do artykułu **Bilickiej [2019]**, w którym szacunki otrzymano przez przemnożenie wielkości zregulowanych. W tym celu spółkom z udziałem kapitału zagranicznego przypisano wartości zmiennych wynikowych (rentowności i obciążenia podatkowego) spółek krajowych zakwalifikowanych przez algorytm PSM jako ich najbliżsi sąsiedzi (w przypadku, gdy przypisywany był więcej niż jeden sąsiad, obliczano średnią wartość zmiennych wynikowych). Strategia ta pozwala na symulację kontrfaktycznej wielkości wyniku podatkowego oraz należności podatkowych przy założeniu, że spółki będące częścią międzynarodowych grup kapitałowych wykazują rentowność podatkową taką jak podobne do nich pod względem obserwowalnych charakterystyk spółki krajowe. Różnica między rzeczywistą a kontrfaktyczną sumą wyniku podatkowego oraz należności podatkowych w grupie spółek z udziałem kapitału zagranicznego stanowi proponowane w niniejszym artykule oszacowanie, odpowiednio, skali i fiskalnych skutków transferu zysku za granicę.

Analizowaną zmienną wynikową (Y) jest – podobnie jak w artykule **Bilickiej [2019]** – rentowność podatkowa. Na potrzeby badania jest definiowana w dwojaki sposób – jako rentowność sprzedaży (ang. *return on sales*, ROS) oraz rentowność aktywów (ang. *return on assets*, ROA):

$$ROS = \frac{\text{wynik podatkowy}}{\text{przychody ze sprzedaży}}, \quad (4)$$

$$ROA = \frac{\text{wynik podatkowy}}{\text{aktywa ogółem}}. \quad (5)$$

Będący podstawą do obliczenia wskaźników rentowności wynik podatkowy (ang. *taxable profit*) jest definiowany jako różnica między przychodami i kosztami ich uzyskania zgodnie z zasadami rachunkowości podatkowej. Tym samym – aby wyizolować wpływ innych niż transfer zysku metod obniżania dochodu do opodatkowania – przy kalkulacji wskaźników rentowności nie zostały uwzględnione odliczenia od dochodu (w tym straty z lat ubiegłych) oraz zmniejszające podstawę opodatkowania (w tym z tytułu wydatków na nabycie nowej technologii i z tytułu kosztów uzyskania przychodów poniesionych na działalność badawczo-rozwojową).

W celu kwantyfikacji fiskalnych skutków transferu zysku – po uwzględnieniu wszelkich różnic między grupą badaną i kontrolną w zakresie odliczeń od dochodu i podatku – obliczono efektywne obciążenie podatkiem dochodowym sprzedaży (ang. *effective tax burden on sales*, ETBOS) i aktywów (ang. *effective tax burden on assets*, ETBOA), definiowane jako:

$$ETBOS = \frac{\text{należności podatkowe}}{\text{przychody ze sprzedaży}}, \quad (6)$$

$$ETBOA = \frac{\text{należności podatkowe}}{\text{aktywa ogółem}} \quad (7)$$

Dane dotyczące wyniku podatkowego i należności podatkowych pochodzą z formularza podatkowego CIT-8 i zostały pozyskane z wewnętrznej hurtowni danych Ministerstwa Finansów. Z kolei przychody ze sprzedaży (ang. *sales*) i aktywa ogółem (ang. *total assets*) pochodzą ze sprawozdań finansowych i zostały pozyskane z bazy Orbis, udostępnianej przez Bureau van Dijk w ramach serwisu TP Catalyst.

Podobnie jak w artykule **Bilickiej [2019]** jako czynniki zakłócające przy badaniu zjawiska transferu zysku (tj. potencjalnie determinujące zarówno przynależność do grup, jak i poziom rentowności podatkowej) przyjęto dostępne w bazie Orbis podstawowe charakterystyki spółek: (1) wielkość aktywów ogółem, (2) wielkość

sprzedaży, (3) sektor działalności gospodarczej (zgodnie z 4-cyfrowym kodem klasyfikacji NACE/PKD), (4) wiek spółki.

Podział na grupę poddaną i grupę niepoddaną oddziaływaniu przeprowadzono tak jak w artykule Bilickiej [2019]. Grupę eksperymentalną stanowią spółki, w których strukturze właścicielskiej znajdują się udziałowcy zagraniczni (ang. *multinational subsidiaries*), niepoddane oddziaływaniu są zaś spółki krajowe (ang. *domestic standalones*), tj. podmioty o prostej krajowej strukturze właścicielskiej – ich jedynymi udziałowcami są osoby fizyczne mające miejsce zamieszkania dla celów podatkowych w Polsce oraz nie posiadają one spółek zależnych za granicą. Odpowiednie warunki selekcji zostały sformułowane przy wykorzystaniu dostępnych w bazie Orbis informacji na temat kraju inkorporacji i formy prawnej udziałowców oraz liczby posiadanych przez spółkę podmiotów zależnych (ang. *subsidiaries*).

Podobnie jak w innych analizach prowadzonych na jednostkowych danych podatkowych/finansowych zbiory wykorzystywane w niniejszym badaniu zostały poddane trimmingowi (obcięcie zadanego procentu obserwacji o najniższych i najwyższych wartościach danej zmiennej) i winsoryzacji (przypisanie obserwacjom powyżej i poniżej zadanego percentyla rozkładu danej zmiennej wartości równej wartości tego percentyla), co miało na celu kontrolę wpływu na wyniki obserwacji odstających. Zarówno trimming, jak i winsoryzacja były przeprowadzane oddzielnie w grupie badanej i kontrolnej oraz oddzielnie w poszczególnych latach.

Baza będąca podstawą szacunków i symulacji na potrzeby niniejszego badania powstała z połączenia danych z deklaracji podatkowych CIT-8 (z wewnętrznych hurtowni Ministerstwa Finansów) i sprawozdań finansowych (z bazy Orbis). Liczebności zbiorów zostały przedstawione w tabeli 1. Z połączonego zbioru danych wyodrębniono grupę poddaną i grupę niepoddaną oddziaływaniu, tj. spółki zagraniczne i krajowe. Liczebności obu grup zawarto w tabeli 2. Spółki zagraniczne i krajowe różnią się znacznie pod względem obserwowalnych charakterystyk. Podmioty z udziałem kapitału zagranicznego są średnio znacznie większe oraz starsze niż podmioty krajowe. Różnice w wielkości – zarówno aktywów, jak i sprzedaży – sięgają kilkuset procent (tabela 3).

Występują też znaczne różnice w strukturze sektorowej spółek w obu grupach (tabela 4). Wśród spółek z udziałem kapitału zagranicznego relatywnie duży jest udział podmiotów z sekcji C (przetwórstwo przemysłowe) oraz G (handel hurtowy i detaliczny), wśród spółek krajowych zaś – z sekcji F (budownictwo) oraz w sektorach usługowych (sekcje I, J, M, P, Q).

Tabela 1. Liczba niepustych obserwacji w zbiorach danych

Rok	Zbiór danych		
	CIT	Orbis	CIT-Orbis
2011	258 176	53 350	45 420
2012	272 786	97 186	83 836
2013	291 264	105 962	90 445
2014	308 790	113 026	96 982
2015	324 971	120 750	102 625
2016	335 517	112 009	93 052
2017	353 050	208 454	178 628
2018	347 996	225 548	190 673
2019	384 082	234 380	197 447
2020	387 343	229 126	195 672
2021	411 526	127 306	111 933

Uwagi: w przypadku deklaracji CIT-8 liczba niepustych obserwacji dotyczy dochodu/straty, tj. różnicy między przychodami i kosztami ich uzyskania zgodnie z zasadami rachunkowości podatkowej; w przypadku sprawozdań finansowych z bazy Orbis liczba niepustych obserwacji dotyczy wielkości sprzedaży; w przypadku połączonej bazy CIT-Orbis liczba niepustych obserwacji dotyczy wskaźnika podatkowej rentowności sprzedaży (ROS).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Tabela 2. Liczebność spółek

Rok	Spółki	
	zagraniczne	krajowe
2011	5 318	20 729
2012	11 523	39 526
2013	12 267	43 542
2014	13 071	48 428
2015	13 846	53 543
2016	13 697	49 637
2017	19 757	106 829
2018	21 585	117 226
2019	22 898	124 583
2020	22 032	127 417
2021	13 409	69 237

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Tabela 3. Charakterystyki spółek (średnie rozkładu)

Pozycja	Spółki	
	zagraniczne	krajowe
Aktywa ogółem (mln PLN)	79,1	4,8
ln (aktywa ogółem)	15.41	13.19
Sprzedaż (mln PLN)	88,8	7,2
ln (sprzedaż)	15.38	13.44
Wiek (lata)	16,24	12,76

Źródło: opracowanie własne na podstawie Bureau van Dijk.

Tabela 4. Sektorowa struktura spółek (%)

Seksja NACE (PKD)	Spółki	
	zagraniczne	krajowe
A. Rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo	2,5	1,7
B. Górnictwo i wydobywanie	0,4	0,4
C. Przetwórstwo przemysłowe	22,8	13,3
D. Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę	1,3	0,6
E. Dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami	0,7	0,7
F. Budownictwo	5,9	11,7
G. Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych	26,9	20,8
H. Transport i gospodarka magazynowa	5,3	4,7
I. Działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi	2,2	3,0
J. Informacja i komunikacja	6,6	7,5
K. Działalność finansowa i ubezpieczeniowa	2,2	2,7
L. Działalność związana z obsługą rynku nieruchomości	8,1	5,8
M. Działalność profesjonalna, naukowa i techniczna	8,8	14,8
N. Działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca	4,0	5,0
O. Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenia społeczne	0,0	0,0
P. Edukacja	0,5	2,0
Q. Opieka zdrowotna i pomoc społeczna	0,6	3,3
R. Działalność związana z kulturą, rozrywką i rekreacją	0,5	1,0
S. Pozostała działalność usługowa	0,7	0,9

Źródło: opracowanie własne na podstawie Bureau van Dijk.

Łączenie danych według prawdopodobieństwa znacznie zmniejsza dysproporcję w średniej wielkości (tabela 5) oraz strukturze sektorowej (tabela 6) spółek. Najlepsze dopasowanie uzyskano, gdy skorzystano z wersji algorytmu przyporządkowującej ze zwracaniem spółkom zagranicznym dwóch najbliższych sąsiadów spośród spółek krajowych. Niemniej mimo zastosowanego łączenia danych grupa spółek krajowych jest nadal średnio mniejsza od spółek zagranicznych. Średnia różnica w przypadku aktywów wynosi ok. 24% (79,1 mln PLN vs 60,2 mln PLN), w przypadku sprzedaży zaś ok. 5,5% (88,8 mln PLN vs 83,9 mln PLN). Dla porównania: w artykule [Bilickiej \[2019\]](#) – po wykluczeniu z analizy spółek zagranicznych większych niż największa spółka krajowa – różnica wielkości (pod względem zarówno aktywów, jak i sprzedaży) została zredukowana do ok. 9%.

Tabela 5. Charakterystyki spółek (średnie rozkłady) po dopasowaniu danych

Pozycja	Spółki zagraniczne	Spółki krajowe				
		1 sąsiad bez zwracania	2 sąsiadów bez zwracania	2 sąsiadów ze zwracaniem	3 sąsiadów ze zwracaniem	5 sąsiadów ze zwracaniem
Aktywa ogółem (mln PLN)	79,1	17,8	10,6	60,2	59,8	59,1
ln (aktywa ogółem)	15,41	15,09	14,67	15,41	15,41	15,41
Sprzedaż (mln PLN)	88,8	25,7	15,6	83,9	83,3	81,2
ln (sprzedaż)	15,39	15,12	14,74	15,42	15,42	15,42

Źródło: opracowanie własne na podstawie Bureau van Dijk.

Tabela 6. Sektorowa struktura spółek po dopasowaniu danych (%)

Seksja	Spółki	
	zagraniczne	krajowe
A. Rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo	2,5	2,5
B. Górnictwo i wydobywanie	0,4	0,4
C. Przetwórstwo przemysłowe	22,8	22,5
D. Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę	1,3	1,2
E. Dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami	0,7	0,6
F. Budownictwo	5,9	5,9
G. Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych	26,9	28,9
H. Transport i gospodarka magazynowa	5,3	5,0
I. Działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi	2,2	2,3
J. Informacja i komunikacja	6,6	6,3
K. Działalność finansowa i ubezpieczeniowa	2,2	2,1
L. Działalność związana z obsługą rynku nieruchomości	8,1	7,1
M. Działalność profesjonalna, naukowa i techniczna	8,8	8,6
N. Działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca	4,0	3,8
O. Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenia społeczne	0,0	0,0
P. Edukacja	0,5	0,6
Q. Opieka zdrowotna i pomoc społeczna	0,6	0,9
R. Działalność związana z kulturą, rozrywką i rekreacją	0,5	0,5
S. Pozostała działalność usługowa	0,7	0,7

Uwagi: dane dopasowane przy wykorzystaniu wersji algorytmu przyporządkowującej dwóch sąsiadów ze zwracaniem.

Źródło: opracowanie własne na podstawie Bureau van Dijk.

Wyniki empiryczne

W niniejszej części zaprezentowano otrzymane w ramach przeprowadzonego badania wyniki empiryczne, w szczególności została zweryfikowana hipoteza o występowaniu zjawiska transferu zysku z gospodarki polskiej oraz oszacowano jego skalę oraz fiskalne skutki.

Zgodnie z przyjętym podejściem empirycznym o transferze zysku świadczy ujemna różnica między średnią rentownością podatkową spółek z udziałem kapitału zagranicznego (potencjalnie transferujących zysk do powiązanych podmiotów w zagranicznych jurysdykcjach podatkowych) i spółek krajowych (pozbawionych możliwości transferu zysku), tj. ujemny efekt oddziaływania. Celem analizy wrażliwości efekt oddziaływania szacowany był w dwojaki sposób: (1) jako różnica średnich rentowności między grupą badaną i dopasowaną pod względem obserwowalnych charakterystyk grupą kontrolną oraz (2) w ramach modelu regresji oszacowanego na dopasowanych danych przy dodatkowej kontroli charakterystyk spółek. W tekście interpretacji podlegają wyniki otrzymane dzięki zastosowaniu procedury dwustopniowej, łączącej *matching* danych z podejściem regresyjnym, ponieważ – mimo zastosowania różnych kombinacji hiperparametrów metody *propensity score matching* – nie udało się w pełni wyeliminować różnic w charakterystykach między grupami spółek. Przedstawiona w tekście interpretacja dotyczy wersji algorytmu przyporządkowującej ze zwracaniem każdej jednostce z grupy badanej dwóch najbliższych sąsiadów z grupy niepoddanej oddziaływaniu. W przypadku tej wersji metody otrzymano bowiem najbardziej zbliżone średnie charakterystyk spółek w grupie badanej i kontrolnej, tj. grupę kontrolną można uznać za najlepiej dopasowaną do grupy badanej. Ze względu na występowanie w zbiorze danych obserwacji odstających wszelkie szacunki przeprowadzono zarówno na danych surowych, jak i na danych poddanych trimmingowi i winsoryzacji. Zastosowano przy tym następujące punkty odcięcia: 0,5%, 1%, 5%, 10%, przy czym w tekście interpretacji poddano wyniki otrzymane dla trimmingu na poziomie 1%. W tabelach prezentujących wyniki oszacowania efektu oddziaływania (7 i 8) przedstawiono szerokie spektrum wyników. Analizowano również spójność wyników otrzymanych przy różnych wariantach metody.

W tabeli 7 podano wyniki estymacji efektu oddziaływania dla zmiennej rentowność sprzedaży (ROS). Bez względu na sposób doboru próby kontrolnej, metodę szacowania efektu oddziaływania oraz zastosowany trimming/winsoryzację otrzymane szacunki jednoznacznie wskazują na istotnie niższą średnią rentowność sprzedaży w grupie spółek z udziałem kapitału zagranicznego niż w grupie spółek krajowych. Potwierdza to słuszność hipotezy o transferze zysku z gospodarki polskiej przez podmioty należące do międzynarodowych grup kapitałowych. Przy zastosowaniu trimmingu 1-procentowego spółki z udziałem kapitału zagranicznego wykazują średnią rentowność sprzedaży znacznie niższą (–10,4%) niż najlepiej dopasowana grupa spółek krajowych (2,8%). Różnica w rentownościach obliczona na danych dopasowanych jest większa co do wartości bezwzględnej niż na danych surowych (–13,1 p.p. vs –8,8 p.p.), co wynika z faktu, iż spółki krajowe są średnio mniejsze, młodsze oraz inna jest ich struktura sektorowa w porównaniu ze spółkami z udziałem kapitału zagranicznego. Wielkość, wiek oraz przynależność sektorowa spółki są czynnikami determinującymi jej rentowność, stąd po przeprowadzeniu łączenia danych – i tym samym po zmniejszeniu różnic w rozkładach charakterystyk między podmiotami krajowymi i zagranicznymi – obciążenie estymatora efektu oddziaływania wynikające z czynników zakłócających zmniejsza się. Podobna sytuacja ma miejsce w przypadku szacowania efektu oddziaływania w ramach modelu ekonometrycznego przy kontroli charakterystyk spółek. Efekty otrzymane w ten sposób są (co do wartości bezwzględnej) większe od szacunków algebraicznych, ponieważ zostały oczyszczone z rezydualnego wpływu zmiennych zakłócających, niewyeliminowanego na etapie łączenia. Gdy weźmie się pod uwagę najlepiej dopasowaną grupę kontrolną (dwóch sąsiadów ze zwracaniem) oraz trimming w wysokości 1%, efekt oddziaływania oszacowany przy kontroli charakterystyk jednostek kształtuje się na poziomie –22,4 p.p. O tyle zatem średnio niższa jest podatkowa rentowność sprzedaży spółek z kapitałem zagranicznym w porównaniu ze spółkami krajowymi, jeżeli uwzględni się różnicę charakterystyk między grupami oraz odrzuci najbardziej odstające obserwacje.

Skala różnicy rentowności sprzedaży między spółkami zagranicznymi a krajowymi maleje wraz ze zwiększaniem stopnia trimmingu/winsoryzacji danych, co sugeruje dużą rolę w jej determinowaniu podmiotów

zagranicznych wykazujących bardzo duże straty podatkowe w relacji do wielkości sprzedaży. Przypuszczenie to potwierdza szczegółowa analiza rozkładu zmiennej ROS w obu grupach spółek (tabela 9). W grupie podmiotów z udziałem kapitału zagranicznego dolne percentyle rozkładu przyjmują bowiem wartości znacznie niższe niż wśród spółek krajowych, w dalszej części rozkładu wartości percentyli są zaś zbliżone. Również średnia rentowność (bez trimmingu) spółek wykazujących straty jest znacznie niższa w grupie podmiotów zagranicznych (–980,5%) niż w grupie podmiotów krajowych (–296,6%), podczas gdy wśród spółek wykazujących dochód średnie są zbliżone (130,4% vs 127,7%). Co więcej, wśród spółek z udziałem kapitału zagranicznego więcej jest spółek wykazujących straty (29%) niż wśród spółek krajowych (22%), co również zwiększa dysproporcję między średnią rentownością w obu grupach spółek.

Otrzymane wyniki wskazują również na jednoznacznie niższą rentowność aktywów (tabela 8) w grupie spółek z udziałem kapitału zagranicznego (6,8%) niż średnio w spółkach krajowych (8,3%). Po uwzględnieniu zakłócającego wpływu niewyeliminowanych różnic w charakterystykach spółek w grupie badanej i kontrolnej efekt oddziaływania oszacowany został na poziomie –4,5 p.p. Średnio niższa rentowność aktywów spółek z kapitałem zagranicznym wynika również ze średnio wyższych w stosunku do wielkości aktywów strat wykazywanych przez podmioty z tej grupy (–50,4% vs –25,5%), nawet mimo wyższej średniej rentowności wśród podmiotów wykazujących dochód (21,7% vs 16,5%).

Tabela 10 przedstawia skwantyfikowany przy użyciu zaproponowanej w niniejszym raporcie metodyki średni transfer zysku z gospodarki polskiej w latach 2011–2021 oraz jego fiskalne skutki. Każdej spółce z udziałem kapitału zagranicznego w ramach danego wariantu metody PSM została przyporządkowana (ze zwracaniem lub bez) najbardziej podobna pod względem obserwowalnych charakterystyk spółka (lub spółki) krajowa. Na podstawie przyporządkowanych w ten sposób wskaźników rentowności oraz obciążenia podatkiem dochodowym obliczono dla każdej spółki zagranicznej kontrfaktyczne wielkości: wyniku podatkowego, hipotetycznego podatku od tego wyniku podatkowego (definiowanego jako iloczyn dochodu podatkowego oraz podstawowej stawki podatkowej⁵) oraz podatku należnego. Różnica między rzeczywistymi wartościami a kontrfaktycznymi – czyli takimi, jakich można byłoby się spodziewać, gdyby dana spółka zagraniczna wykazywała rentowność i obciążenie podatkowe takie jak jej najbliższy sąsiad/sąsiedzi wśród spółek krajowych – stanowi oszacowanie wielkości wytransferowanego przez tę spółkę zysku oraz fiskalnych skutków tego transferu.

W przypadku kwantyfikacji przeprowadzonej na podstawie wskaźników rentowności i obciążenia podatkiem dochodowym sprzedaży otrzymane szacunki są spójne dla wszystkich zastosowanych wariantów metody PSM i wskazują na skalę transferu zysku średnio na poziomie 16,6 mld PLN rocznie, co stanowi ok. 25% wyniku podatkowego wykazywanego przez spółki z udziałem kapitału zagranicznego w dostępnej próbie. Tym samym otrzymane wyniki wskazują, że ok. jednej piątej wypracowywanego przez spółki zagraniczne zysku jest transferowane za granicę. Bez uwzględnienia odliczeń od dochodu i podatku transfer ten przełożyłby się na ubytek dochodów podatkowych w wysokości średnio ok. 3,1 mld PLN rocznie, po uwzględnieniu odliczeń zaś – ok. 2,6 mld PLN. Oznacza to, że bez transferu zysku łączny podatek należny spółek z udziałem kapitału zagranicznego byłby o ok. 23% wyższy niż w rzeczywistości. Gdy weźmie się pod uwagę dochody fiskalne z tytułu podatku CIT w latach 2011–2021 (średnio 40,6 mld PLN rocznie), oszacowane uszczuplenie z tytułu transferu zysku spółek dostępnych w próbie wyniosło średnio ok. 6,4%, co ze względu na braki danych w dostępnej bazie (w szczególności w pierwszym i ostatnim roku próby, patrz: tabela 1), jak również dokonany trimming obserwacji należy traktować jako konserwatywny szacunek.

Z kolei w przypadku kwantyfikacji przeprowadzonej na podstawie wskaźników rentowności i obciążenia podatkiem dochodowym aktywów wyniki różnią się co do znaku w zależności od zastosowanego wariantu łączenia danych. W wariantach bez zwracania wyniki są podobne, choć średnio nieco niższe, do tych otrzymanych dla wskaźników unormowanych wielkością sprzedaży spółek i wskazują na transfer zysku oraz ubytek

⁵ W badaniu nie uwzględniono obowiązującej od 2017 r. preferencyjnej stawki podatkowej przeznaczonej – pod pewnymi warunkami – dla tzw. małych podatników CIT oraz podmiotów rozpoczynających działalność gospodarczą. Fakt ten może zawyżać szacunek fiskalnych skutków transferu zysków w wariantcie bez uwzględnienia odliczeń, jednak w niewielkim stopniu, ponieważ dochody sektora finansów publicznych z tytułu CIT opodatkowane stawką preferencyjną stanowiły w 2021 r. ok. 4% ogółu.

dochodów podatkowych z tego tytułu. Wnioski, które można sformułować na podstawie wyników otrzymanych w wariantach łączenia danych ze zwracaniem, są jednak odmienne. Przypisanie spółkom zagranicznym wskaźników rentowności i obciążenia podatkowego aktywów, jakim charakteryzują się zbliżone do nich spółki krajowe, oznaczałoby niższy średni wynik podatkowy i tym samym podatek należny przez nie wykazywany. Otrzymany wynik kwantyfikacji jest skutkiem tego, że rentowność aktywów jest wśród podmiotów z kapitałem zagranicznym niższa niż wśród podmiotów krajowych wyłącznie dla spółek relatywnie małych (tabela 11). Począwszy od piątego decyla rozkładu wielkości aktywów (szóstego w przypadku rozkładu wielkości sprzedaży), rentowność aktywów spółek zagranicznych jest wyższa niż spółek krajowych (w przypadku rentowności sprzedaży analogiczna sytuacja ma miejsce, począwszy dopiero od dziewiątego decyla rozkładu wielkości sprzedaży, w podziale na wielkość aktywów zaś w każdym decylu rentowność sprzedaży spółek krajowych jest wyższa niż w przypadku spółek zagranicznych). Rezultat ten wskazuje na niską wiarygodność wyników otrzymanych na podstawie wskaźników rentowności aktywów. Gdyby przeprowadzone łączenie danych pozwoliło w pełni wyeliminować czynniki zakłócające, rentowność spółek z kapitałem zagranicznym powinna być – co do średniej – co najwyżej równa rentowności spółek krajowych, jako że jedynym czynnikiem różnicującym obie grupy byłaby w takim przypadku możliwość (lub jej brak) transferu zysku. Skoro w przypadku rentowności aktywów – mimo ujemnej różnicy średnich – w dużej części rozkładu wielkości aktywów/sprzedaży spółki zagraniczne są bardziej rentowne niż dopasowane spółki krajowe, oznacza to, że przeprowadzone dopasowanie nie pozwoliło na pełną eliminację wpływu czynników zakłócających. W przypadku części podmiotów zagranicznych nie ma bowiem możliwości przyporządkowania spółek krajowych o zbliżonej wielkości aktywów (ze względu na ich brak w próbie). W związku z tym wyniki otrzymane dla wskaźników rentowności i obciążenia podatkiem dochodowym sprzedaży należy uznać za bardziej wiarygodne (i interpretowalne) niż w przypadku wskaźników unormowanych wielkością aktywów.

Wyniki badania są jakościowo zgodne z otrzymanymi przez **Bilicką [2019]** i wskazują na występowanie zjawiska transferu zysku z gospodarki polskiej, jednak w mniejszej skali niż z gospodarki brytyjskiej. Podobnie jak w przypadku Wielkiej Brytanii gros ujemnej różnicy w rentowności można wytłumaczyć większym odsetkiem spółek niewykazujących dochodu wśród podmiotów zagranicznych niż krajowych, jednak w przypadku Polski dysproporcja jest znacznie mniejsza. W badaniu **Bilickiej [2019]** odsetek ten wynosił 51% w przypadku podmiotów należących do międzynarodowych grup kapitałowych i 21% w przypadku spółek krajowych, z kolei otrzymane w niniejszym badaniu wyniki wskazują na dysproporcję 29% vs 22%. Co więcej, o ile w przypadku spółek brytyjskich ujemna różnica w rentowności – chociaż o ponad połowę niższa – utrzymywała się również wśród spółek wykazujących dochód, o tyle w przypadku spółek polskich średnie rentowności w tej grupie były zbliżone wśród spółek krajowych i zagranicznych. Rezultat ten może jednak wynikać z odmiennego podejścia w obu badaniach do kwestii dysproporcji w wielkości między spółkami krajowymi i zagranicznymi. **Bilicka [2019]** usunęła z próby wszystkie firmy należące do międzynarodowych grup kapitałowych większe niż największa spółka krajowa. W niniejszym badaniu zdecydowano się pozostawić wszystkie obserwacje, a korekty efektu oddziaływania dokonać w ramach modelu regresji, kontrolując różnice w charakterystykach spółek. Można podejrzewać, że przyjęta strategia empiryczna zaniżyła oszacowaną skalę transferu zysku w stosunku do wyników **Bilickiej [2019]**, ponieważ w niniejszym badaniu wśród spółek z udziałem kapitału zagranicznego pozostały podmioty bardzo duże, dla których agresywna optymalizacja może stanowić poważny problem reputacyjny i tym samym są mniej skłonne do jej stosowania. Wskazuje na to również fakt, że w stosunku do największych podmiotów zagranicznych dopasowane do nich spółki krajowe (średnio mniejsze ze względu na brak wśród nich podmiotów o porównywalnej wielkości aktywów i sprzedaży) wykazują niższą rentowność. Różnice w przyjętej strategii empirycznej, jak również metodzie kwantyfikacji rzutują także na różnice w oszacowanej wielkości transferu zysku z Polski i Wielkiej Brytanii. W niniejszym badaniu zaproponowano, by podstawą kwantyfikacji było przypisanie każdej z firm należących do międzynarodowych grup kapitałowych rentowności ich najbliższego sąsiada (lub średniej dla sąsiadów) spośród firm krajowych. Na tej podstawie średnie uszczuplenie dochodów sektora finansów publicznych z tytułu podatku CIT w latach 2011–2021

wynikające z transferu zysku za granicę oszacowano na poziomie 6,4% (7,9% bez uwzględnienia odliczeń od podatku). Z kolei Bilicka [2019], wykorzystując zagregowane dane i średnią różnicę w rentowności między spółkami zagranicznymi i krajowymi (oraz bez uwzględnienia odliczeń), określiła uszczuplenie z tytułu transferu zysku z gospodarki brytyjskiej w latach 2010–2014 na 10–60% całkowitych dochodów z tytułu podatku CIT.

Tabela 7. Wyniki estymacji efektu oddziaływania (*treatment*) dla zmiennej rentowność sprzedaży (ROS) – zagregowane szacunki za lata 2011–2021

Pozycja	Dane surowe	Trimming				Winsoryzacja			
		0,5%	1%	5%	10%	0,5%	1%	5%	10%
dane surowe (bez tyczenia)									
Średnia: grupa badana	-174,2%	-23,8%	-10,4%	2,9%	4,4%	-47,5%	-25,4%	-0,2%	3,5%
Średnia: grupa kontrolna	14,4%	-5,1%	-1,6%	4,3%	5,0%	-10,3%	-6,4%	2,6%	4,8%
Treatment: różnica	-188,6 p.p.	-18,7 p.p.	-8,8 p.p.	-1,4 p.p.	-0,6 p.p.	-37,3 p.p.	-19,1 p.p.	-2,8 p.p.	-1,4 p.p.
Treatment: oszacowanie	-254,1 p.p.	-45,0 p.p.	-25,2 p.p.	-5,4 p.p.	-2,2 p.p.	-74,3 p.p.	-43,5 p.p.	-9,3 p.p.	-4,4 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (1 sąsiad bez zwracania)									
Średnia: grupa badana	-174,4%	-23,8%	-10,4%	2,9%	4,4%	-47,6%	-25,4%	-0,2%	3,5%
Średnia: grupa kontrolna	115,4%	-0,5%	2,4%	5,5%	5,4%	-5,0%	-1,2%	5,2%	5,9%
Treatment: różnica	-289,8 p.p.	-23,4 p.p.	-12,7 p.p.	-2,6 p.p.	-1,0 p.p.	-42,6 p.p.	-24,2 p.p.	-5,3 p.p.	-2,5 p.p.
Treatment: oszacowanie	-310,1 p.p.	-36,0 p.p.	-20,1 p.p.	-4,2 p.p.	-1,7 p.p.	-60,5 p.p.	-35,8 p.p.	-7,9 p.p.	-3,7 p.p.
p-value	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (2 sąsiadów bez zwracania)									
Średnia: grupa badana	-174,4%	-23,8%	-10,4%	2,9%	4,4%	-47,6%	-25,4%	-0,2%	3,5%
Średnia: grupa kontrolna	56,1%	-1,1%	2,0%	5,4%	5,4%	-6,0%	-1,8%	5,0%	5,8%
Treatment: różnica	-230,5 p.p.	-22,7 p.p.	-12,3 p.p.	-2,5 p.p.	-0,9 p.p.	-41,6 p.p.	-23,6 p.p.	-5,1 p.p.	-2,4 p.p.
Treatment: oszacowanie	-268,8 p.p.	-39,0 p.p.	-21,7 p.p.	-4,6 p.p.	-1,9 p.p.	-65,2 p.p.	-38,5 p.p.	-8,5 p.p.	-3,9 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (2 sąsiadów ze zwracaniem)									
Średnia: grupa badana	-174,4%	-23,8%	-10,4%	2,9%	4,4%	-47,6%	-25,4%	-0,2%	3,5%
Średnia: grupa kontrolna	37,8%	0,3%	2,8%	5,5%	5,3%	-3,7%	-0,4%	5,2%	5,9%
Treatment: różnica	-212,2 p.p.	-24,1 p.p.	-13,1 p.p.	-2,6 p.p.	-0,9 p.p.	-43,9 p.p.	-25,1 p.p.	-5,4 p.p.	-2,4 p.p.
Treatment: oszacowanie	-219,5 p.p.	-40,0 p.p.	-22,4 p.p.	-4,7 p.p.	-2,0 p.p.	-66,7 p.p.	-39,5 p.p.	-8,8 p.p.	-4,1 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (3 sąsiadów ze zwracaniem)									
Średnia: grupa badana	-174,4%	-23,8%	-10,4%	2,9%	4,4%	-47,6%	-25,4%	-0,2%	3,5%
Średnia: grupa kontrolna	108,4%	0,1%	2,7%	5,5%	5,3%	-4,3%	-0,5%	5,2%	5,9%
Treatment: różnica	-282,8 p.p.	-23,9 p.p.	-13,1 p.p.	-2,6 p.p.	-0,9 p.p.	-43,3 p.p.	-24,9 p.p.	-5,4 p.p.	-2,4 p.p.
Treatment: oszacowanie	-284,1 p.p.	-41,6 p.p.	-23,4 p.p.	-5,0 p.p.	-2,1 p.p.	-69,3 p.p.	-41,1 p.p.	-9,1 p.p.	-4,3 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (5 sąsiadów ze zwracaniem)									
Średnia: grupa badana	-174,4%	-23,8%	-10,4%	2,9%	4,4%	-47,6%	-25,4%	-0,2%	3,5%
Średnia: grupa kontrolna	154,8%	0,0%	2,7%	5,5%	5,3%	-4,5%	-0,5%	5,3%	5,9%
Treatment: różnica	-329,2 p.p.	-23,8 p.p.	-13,1 p.p.	-2,6 p.p.	-0,9 p.p.	-43,1 p.p.	-25,0 p.p.	-5,4 p.p.	-2,5 p.p.
Treatment: oszacowanie	-332,6 p.p.	-43,8 p.p.	-24,7 p.p.	-5,3 p.p.	-2,3 p.p.	-72,8 p.p.	-43,2 p.p.	-9,6 p.p.	-4,6 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Uwagi: „treatment: różnica” oznacza oszacowanie efektu oddziaływania obliczone jako różnica średnich rentowności między grupą badaną i kontrolną, „treatment: oszacowanie” oznacza oszacowanie efektu oddziaływania w ramach modelu ekonometrycznego przy dodatkowej kontroli charakterystyk jednostek.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Tabela 8. Wyniki estymacji efektu oddziaływania (*treatment*) dla zmiennej rentowność aktywów (ROA) – zagregowane szacunki za lata 2011–2021

Pozycja	Dane surowe	Trimming				Winsoryzacja			
		0,5%	1%	5%	10%	0,5%	1%	5%	10%
dane surowe (bez łączenia)									
Średnia: grupa badana	1,7%	6,0%	6,8%	7,9%	7,7%	4,9%	5,7%	7,8%	8,3%
Średnia: grupa kontrolna	4,8%	6,4%	7,3%	9,3%	9,2%	5,4%	5,8%	8,9%	9,9%
Treatment: różnica	-3,1 p.p.	-0,4 p.p.	-0,5 p.p.	-1,4 p.p.	-1,4 p.p.	-0,5 p.p.	-0,1 p.p.	-1,1 p.p.	-1,6 p.p.
Treatment: oszacowanie	-22,5 p.p.	-10,5 p.p.	-7,8 p.p.	-2,2 p.p.	-1,0 p.p.	-14,6 p.p.	-11,7 p.p.	-5,0 p.p.	-3,1 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (1 sąsiad bez zwracania)									
Średnia: grupa badana	1,7%	6,0%	6,8%	7,9%	7,7%	4,9%	5,7%	7,8%	8,3%
Średnia: grupa kontrolna	7,8%	8,3%	8,5%	8,1%	7,4%	7,9%	8,3%	8,8%	8,4%
Treatment: różnica	-6,1 p.p.	-2,3 p.p.	-1,7 p.p.	-0,2 p.p.	0,3 p.p.	-3,0 p.p.	-2,6 p.p.	-1,0 p.p.	-0,1 p.p.
Treatment: oszacowanie	-8,8 p.p.	-5,3 p.p.	-3,8 p.p.	-0,8 p.p.	0,2 p.p.	-7,1 p.p.	-5,8 p.p.	-2,3 p.p.	-0,9 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (2 sąsiadów bez zwracania)									
Średnia: grupa badana	1,7%	6,0%	6,8%	7,9%	7,7%	4,9%	5,7%	7,8%	8,3%
Średnia: grupa kontrolna	8,2%	8,7%	8,9%	8,5%	7,8%	8,3%	8,7%	9,2%	8,9%
Treatment: różnica	-6,5 p.p.	-2,7 p.p.	-2,1 p.p.	-0,6 p.p.	-0,1 p.p.	-3,5 p.p.	-3,0 p.p.	-1,4 p.p.	-0,6 p.p.
Treatment: oszacowanie	-11,9 p.p.	-6,3 p.p.	-4,7 p.p.	-1,2 p.p.	-0,1 p.p.	-8,6 p.p.	-7,0 p.p.	-3,0 p.p.	-1,4 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (2 sąsiadów ze zwracaniem)									
Średnia: grupa badana	1,7%	6,0%	6,8%	7,9%	7,7%	4,9%	5,7%	7,8%	8,3%
Średnia: grupa kontrolna	7,6%	8,1%	8,3%	7,9%	7,2%	7,7%	8,1%	8,6%	8,2%
Treatment: różnica	-5,9 p.p.	-2,0 p.p.	-1,5 p.p.	0,0 p.p.	0,6 p.p.	-2,8 p.p.	-2,3 p.p.	-0,8 p.p.	0,1 p.p.
Treatment: oszacowanie	-11,3 p.p.	-6,2 p.p.	-4,5 p.p.	-1,0 p.p.	0,2 p.p.	-8,5 p.p.	-6,9 p.p.	-2,8 p.p.	-1,1 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (3 sąsiadów ze zwracaniem)									
Średnia: grupa badana	1,7%	6,0%	6,8%	7,9%	7,7%	4,9%	5,7%	7,8%	8,3%
Średnia: grupa kontrolna	7,4%	8,1%	8,2%	7,9%	7,2%	7,7%	8,0%	8,6%	8,2%
Treatment: różnica	-5,7 p.p.	-2,0 p.p.	-1,5 p.p.	0,0 p.p.	0,6 p.p.	-2,8 p.p.	-2,3 p.p.	-0,8 p.p.	0,1 p.p.
Treatment: oszacowanie	-11,3 p.p.	-6,2 p.p.	-4,5 p.p.	-1,0 p.p.	0,2 p.p.	-8,5 p.p.	-6,9 p.p.	-2,8 p.p.	-1,1 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dane dopasowane (5 sąsiadów ze zwracaniem)									
Średnia: grupa badana	1,7%	6,0%	6,8%	7,9%	7,7%	4,9%	5,7%	7,8%	8,3%
Średnia: grupa kontrolna	7,3%	8,1%	8,3%	7,9%	7,2%	7,7%	8,1%	8,6%	8,2%
Treatment: różnica	-5,6 p.p.	-2,1 p.p.	-1,5 p.p.	0,0 p.p.	0,6 p.p.	-2,9 p.p.	-2,4 p.p.	-0,8 p.p.	0,1 p.p.
Treatment: oszacowanie	-15,0 p.p.	-7,4 p.p.	-5,4 p.p.	-1,4 p.p.	0,0 p.p.	-9,9 p.p.	-8,1 p.p.	-3,5 p.p.	-1,6 p.p.
p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,94	0,00	0,00	0,00	0,00

Uwagi: „treatment: różnica” oznacza oszacowanie efektu oddziaływania obliczone jako różnica średnich rentowności między grupą badaną i kontrolną, „treatment: oszacowanie” oznacza oszacowanie efektu oddziaływania w ramach modelu ekonometrycznego przy dodatkowej kontroli charakterystyk jednostek. Wyniki otrzymane przy trimmingu 1-procentowym. Dane dopasowane przy wykorzystaniu wersji algorytmu przyporządkowującej 2 sąsiadów ze zwracaniem.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Tabela 9. Percentyle rozkładu zmiennych rentowność sprzedaży (ROS) i rentowność aktywów (ROA)

Percentyl	Rentowność sprzedaży (%)		Rentowność aktywów (%)	
	spółki zagraniczne	spółki krajowe	spółki zagraniczne	spółki krajowe
1	-1652,4	-487,4	-195,5	-93,8
5	-98,6	-37,0	-39,8	-16,3
10	-26,5	-9,1	-14,3	-5,1
15	-10,2	-2,3	-6,0	-1,5
20	-3,8	-0,1	-2,4	-0,1
25	-0,7	0,3	-0,5	0,3
50	4,1	3,5	5,6	5,0
75	11,6	10,9	17,4	14,3
80	14,4	13,8	21,4	17,5
85	18,6	18,2	27,0	22,3
90	25,9	25,5	35,7	29,9
95	43,6	43,0	53,4	46,0
99	122,0	179,8	101,1	90,2

Uwagi: dane dopasowane przy wykorzystaniu wersji algorytmu przyporządkowującej 2 sąsiadów ze zwracaniem.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Tabela 10. Wyniki kwantyfikacji skali i fiskalnych skutków transferu zysku

Wariant algorytmu PSM	Wynik podatkowy (w mld PLN)			Stawka CIT*dochód podatkowy (w mld PLN)			Podatek należny (w mld PLN)		
	rzeczywisty	kontrfaktyczny	różnica	rzeczywisty	kontrfaktyczny	różnica	rzeczywisty	kontrfaktyczny	różnica
podstawa symulacji: rentowność sprzedaży / obciążenie podatkiem dochodowym sprzedaży									
1 sąsiad bez zwracania	67,1	83,9	-16,8	12,7	15,9	-3,2	11,4	13,8	-2,5
2 sąsiadów bez zwracania	67,5	83,5	-16,0	12,8	15,9	-3,0	11,4	15,9	-4,5
2 sąsiadów ze zwracaniem	66,0	75,8	-9,7	12,5	14,4	-1,8	11,2	13,0	-1,8
3 sąsiadów ze zwracaniem	65,0	83,6	-18,6	12,4	15,9	-3,5	11,0	13,1	-2,1
5 sąsiadów ze zwracaniem	63,2	84,8	-21,7	12,0	16,1	-4,1	10,7	12,8	-2,1
Średnia	65,7	82,3	-16,6	12,5	15,6	-3,1	11,1	13,7	-2,6
podstawa symulacji: rentowność aktywów / obciążenie podatkiem dochodowym aktywów									
1 sąsiad bez zwracania	69,2	73,8	-4,6	13,1	14,0	-0,9	11,7	12,6	-0,9
2 sąsiadów bez zwracania	69,2	85,5	-16,3	13,2	16,2	-3,1	11,7	15,2	-3,6
2 sąsiadów ze zwracaniem	69,3	64,1	5,2	13,2	12,2	1,0	11,7	10,3	1,4
3 sąsiadów ze zwracaniem	69,3	63,3	5,9	13,2	12,0	1,1	11,7	10,1	1,6
5 sąsiadów ze zwracaniem	69,0	64,5	4,5	13,1	12,3	0,9	11,6	10,3	1,3
Średnia	69,2	70,3	-1,0	13,2	13,3	-0,2	11,7	11,7	0,0

Uwagi: dane zostały oczyszczone z obserwacji odstających (trimming 1-procentowy obserwacji o największej różnicy rentowności podatkowej między jednostką z grupy badanej i przyporządkowanym jej najbliższym sąsiadem z grupy kontrolnej).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Tabela 11. Średnia rentowność sprzedaży (ROS) i rentowność aktywów (ROA) w podziale na decyle rozkładu wielkości sprzedaży i aktywów

Decyl rozkładu	Rentowność sprzedaży (%)		Rentowność aktywów (%)	
	zagraniczne	krajowe	zagraniczne	krajowe
rozkład wielkości sprzedaży				
1	-104,5	-23,2	-8,0	2,2
2	-18,3	2,1	2,0	7,9
3	-5,3	5,9	5,7	9,1
4	0,0	6,6	7,4	9,9
5	2,6	6,8	8,8	9,9
6	4,3	6,7	9,7	9,7
7	5,3	6,3	10,5	9,3
8	5,9	6,0	10,8	9,2
9	6,8	5,2	11,3	8,1
10	6,3	4,2	10,0	6,9
rozkład wielkości aktywów				
1	-32,9	-4,7	-3,0	9,5
2	-14,9	1,9	6,5	11,1
3	-9,2	2,6	8,1	10,3
4	-9,2	2,9	8,3	9,7
5	-7,3	3,4	8,9	8,5
6	-7,1	3,1	8,8	7,5
7	-6,4	3,9	8,2	6,9
8	-6,4	4,0	8,1	6,8
9	-8,3	4,6	7,5	6,3
10	-1,1	5,4	6,6	5,7

Uwagi: dane dopasowane przy wykorzystaniu wersji algorytmu przyporządkowującej 2 sąsiadów ze zwracaniem. Dane zostały oczyszczone z obserwacji odstających (trimming 1-procentowy).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i Bureau van Dijk.

Podsumowanie

Zgodnie z najlepszą wiedzą autorów prezentowane w niniejszym artykule badanie stanowi pierwszą próbę oszacowania skali oraz fiskalnych skutków zjawiska transferu zysku na jednostkowych danych podatkowych i finansowych dotyczących spółek działających w Polsce. Szacunki oparto na porównaniu wykazywanego wyniku podatkowego oraz należności podatkowych w grupie spółek z udziałem kapitału zagranicznego, w których przypadku możliwy jest transfer zysku do podmiotów powiązanych, oraz spółek krajowych, które są tej możliwości pozbawione. Aby możliwe było wnioskowanie przyczynowe, skorygowano systematyczne różnice w charakterystykach między grupami spółek mogące rzutować na różnice w rentowności podatkowej. W tym celu zastosowano estymację przez łączenie (w szczególności metodę *propensity score matching*) uzupełnioną o podejście regresyjne, mające na celu oczyszczenie szacowanych efektów z rezydualnego wpływu zmiennych zakłócających niewyeliminowanego na etapie łączenia. W ramach badania przeprowadzono szeroko zakrojoną analizę wrażliwości, porównując wyniki otrzymane dla różnych wskaźników rentowności podatkowej, wariantów metody łączenia danych, podejść do szacowania efektów oraz przy zastosowaniu różnych wariantów trimmingu/winsoryzacji bazy danych. Kwantyfikacji skali i fiskalnych skutków transferu zysku dokonano na poziomie jednostkowym, przypisując spółkom zagranicznym wskaźniki rentowności podatkowej i obciążenia podatkiem dochodowym najbardziej zbliżonych pod względem obserwowalnych charakterystyk spółek krajowych. Różnica między rzeczywistym a kontrfaktycznym wynikiem podatkowym spółki z udziałem kapitału zagranicznego stanowi oszacowanie wielkości wytransferowanego przez nią zysku.

Przeprowadzone szacunki jednoznacznie wskazują na istotnie niższą średnią rentowność podatkową podmiotów zagranicznych w porównaniu ze zbliżonymi pod względem wielkości, wieku i sektorowej struktury działalności spółkami krajowymi, co potwierdza transfer zysku z gospodarki polskiej. Wynik ten jest jednak w głównej mierze determinowany przez większy wśród podmiotów zagranicznych niż podmiotów krajowych odsetek spółek wykazujących relatywnie duże straty podatkowe w relacji do wielkości sprzedaży czy aktywów. Wśród spółek wykazujących dochód podmioty zagraniczne charakteryzują się zbliżoną rentownością. Wyniki kwantyfikacji wskazują, że spółki zagraniczne transferują średnio ok. 20% swoich zysków za granicę, obniżając w ten sposób podstawę opodatkowania i powodując ubytek dochodów sektora finansów publicznych – średnio o ok. 2,6 mld PLN rocznie (3,1 mld PLN bez uwzględnienia odliczeń od podatku), co średnio stanowiło ok. 6,4% (odpowiednio 7,9%) dochodów fiskalnych z tytułu CIT w latach 2011–2021. Wyniki te są zbliżone do szacunków dla Polski otrzymanych przez **Tørsleva i in. [2023]** w ramach globalnego badania przeprowadzonego na podstawie agregatów makroekonomicznych (rachunków narodowych, bilansu płatniczego, statystyk dotyczących zagranicznych podmiotów zależnych), które wskazują na transfer za granicę ok. 17,5% zysków spółek z udziałem kapitału zagranicznego i uszczuplenie fiskalne z tego tytułu rzędu 8% dochodów z CIT.

Otrzymane wyniki należy uznać za konserwatywne szacunki skali i skutków fiskalnych transferu zysku z gospodarki polskiej. Są one zaniżone przez fakt, iż zastosowana strategia empiryczna nie pozwoliła na pełne wyeliminowanie różnic w rozkładach charakterystyk między spółkami zagranicznymi i krajowymi. Mimo implementacji metod łączenia danych jednostki z grupy badanej były średnio większe niż w grupie kontrolnej. Z racji tego, że wielkość spółki rzutuje na jej rentowność, jak również (ze względu na koszty reputacyjne) na skłonność do agresywnej optymalizacji podatkowej, nie w pełni skorygowana dysproporcja w średniej wielkości podmiotów w grupie badanej i kontrolnej prowadzi do obciążenia estymacji efektu oddziaływania. W efekcie w najwyższych decylach rozkładu wielkości rentowność podatkowa spółek zagranicznych była w analizowanej próbie systematycznie wyższa niż spółek krajowych (przy pełnej eliminacji wpływu zmiennych zakłócających powinna być co najwyżej równa, co świadczyłoby o braku transferu zysku). Jednocześnie, można przypuszczać, że polepszenie dopasowania próby kontrolnej poprzez eliminację podmiotów zagranicznych, dla których brakuje odpowiedników pod względem wielkości wśród spółek krajowych, skutkowałaby zawyżeniem szacunków (efekty oszacowane dla mniejszych podmiotów byłyby uogólnione również na większe podmioty, co do których można spodziewać się innej – mniejszej – ich skali). Dalsza praca nad szacunkami transferu zysku z gospodarki polskiej powinna obejmować analizę odporności wyników na zmianę poszczególnych elementów przyjętej strategii empirycznej (w tym dobór grupy badanej i kontrolnej, zastosowane estymatory efektu oddziaływania czy katalog charakterystyk, na których bazie następuje łączenie danych) oraz dezagregację otrzymanych rezultatów – przestrzenną (ze względu na kraj pochodzenia udziałowców) i temporalną (w celu analizy skuteczności przyjmowanych rozwiązań prawnych w ograniczaniu analizowanego zjawiska).

Bibliografia

- Backer K. de, Miroudot S., Rigo D. [2019], *Multinational enterprises in the global economy*, <https://cepr.org/voxeu/columns/multinational-enterprises-global-economy-heavily-discussed-hardly-measured> (dostęp: 26.01.2025).
- Bilicka K. [2019], Comparing UK Tax Returns of Foreign Multinationals to Matched Domestic Firms, *American Economic Review*, 109(8): 2921–2953.
- Bilicka K., Dubinina E., Janský P. [2023], *Fiscal Consequences of Corporate Tax Avoidance*, CESifo Working Paper, no. 10415.
- Bowljin R., Casell B., Rigo D. [2018], An FDI-driven approach to measuring the scale and economic impact of BEPS, *Transnational Corporations*, 25(2): 107–143.
- Crump R.K., Hotz V.J., Imbens G.W., Mitnik O.A. [2009], Dealing with limited overlap in estimation of average treatment effects, *Biometrika*, 96(1): 187–199.
- Dharmapala D. [2019], Profit Shifting in a Globalized World, *AEA Papers and Proceedings*, 109: 488–492.
- Dharmapala D., Riedel N. [2013], Earnings Shocks and Tax-Motivated Income-Shifting: Evidence from European Multinationals, *Journal of Public Economics*, 97: 95–107.

- Dischinger M., Riedel N. [2011], Corporate Taxes and the Location of Intangible Asset Within Multinational Firms, *Journal of Public Economics*, 95: 691–707.
- Egger P., Eggert W., Winner H. [2010], Saving Taxes Through Foreign Plant Ownership, *Journal of International Economics*, 81 (1): 99–108.
- G20 [2012a], *Communiqué from G20 leaders meeting [Los Cabos, Mexico]*, https://www.g20.org/content/dam/gtwenty/gtwenty_new/about_g20/previous-summit-documents/2012/G20%20Leaders%20Declaration_2012.pdf (dostęp: 26.01.2025).
- G20 [2012b], *Final Communiqué Meeting of Finance Ministers and Central Bank Governors*, https://www.bundesfinanzministerium.de/Content/EN/Standardartikel/Topics/world/G7-G20/G20-Documents/2012-Mexico-G20-April.pdf?__blob=publicationFile&v=3 (dostęp: 26.01.2025).
- Hansson Å., Olofsdotter K., Thede S. [2016], Do Multinationals Pay Less in Taxes than Domestic Firms? Evidence from the Swedish Manufacturing Sector, *World Economy*, 41 (2): 393–413.
- Ho D. E., Imai K., King G., Stuart E. A. [2007], Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference, *Political Analysis*, 15 (3): 199–236.
- Janský P., Palanský M. [2019], Estimating the scale of profit shifting and tax revenue losses related to foreign direct investment, *International Tax and Public Finance*, 26: 1048–1103.
- Konopczak K., Łożykowski A. [2021], Efekt fiskalny uszczelniania systemu podatkowego w Polsce. Próba oszacowania w zakresie podatku CIT, *Ekonomista*, 1: 25–55.
- Laffitte S., Parenti M., Souillard B., Toubal F. [2019], Profit Shifting in France: Evidence from Firm-Level Administrative Databases, *Focus*, 36, <https://www.cae-eco.fr/en/Focus-no36-Profits-shifting-in-france-evidence-from-firm-level-administrative> (dostęp: 26.01.2025).
- Nerudová D., Pavel J. (ed.) [2021], *Profit Shifting and Tax Base Erosion Case Studies of Post-Communist Countries*, Springer.
- OECD [2013a], *Action Plan on Base Erosion and Profit Shifting*, OECD Publishing, Paris.
- OECD [2013b], *Addressing Base Erosion and Profit Shifting*, OECD Publishing, Paris.
- OECD [2015], *OECD/G20 Base Erosion and Profit Shifting Project. 2015 Final Reports*, OECD Publishing, Paris.
- Rosenbaum P., Rubin D. [1983], The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70 (1): 41–55.
- Rosenbaum P., Rubin D. [1985], The bias due to incomplete matching, *Biometrics*, 41: 103–116.
- Shipman J. E., Swanquist Q. T., Whited R. L. [2017], Propensity score matching in accounting research, *The Accounting Review*, 92 (1): 213–244.
- Strawiński P. [2014], *Propensity Score Matching. Własności maloprobkowe*, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Stuart E. [2010], Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look Forward, *Statistical Science*, 25 (1): 1–21.
- Szulc A. [2012], Ocena efektu oddziaływania: estymacja przez dopasowanie, w: Gruszczyński M. (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer, Warszawa.
- Tørsløv T. R., Wier L. S., Zucman G. [2023], The Missing Profits of Nations, *Review of Economic Studies*, 90 (3): 1499–1534.
- UNCTAD [2015], *World Investment Report*, https://unctad.org/system/files/official-document/wir2015_en.pdf (dostęp: 26.01.2025).