
Potencjalny wpływ jednolitej daniny na aktywność zawodową

W artykule oceniamy potencjalny wpływ wprowadzenia jednolitej daniny zwiększającej progresywność klina podatkowego w Polsce na podaż pracy. Wykorzystując wnioski z literatury dotyczącej elastyczności podaży pracy oraz ekonometryczną analizę danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, wskazujemy grupy osób, których podaż pracy mogłaby się zauważalnie zmienić w efekcie zmian opodatkowania. Taka reforma stanowiłaby istotny bodziec do zwiększenia aktywności zawodowej ok. 2,85 mln osób, których płace netto wzrosłyby. Spadku podaży pracy można się spodziewać w grupie ok. 220 tys. osób.

Słowa kluczowe: aktywność zawodowa, elastyczność podaży pracy, jednolita danina

Otrzymano: 3.02.2021

Zaakceptowano po recenzjach: 29.04.2021

DOI: 10.5604/01.3001.0014.8605

Wprowadzenie

Opodatkowanie pracy stanowi jedno z głównych źródeł dochodów państwa. W Polsce składki na ubezpieczenia społeczne oraz podatek PIT od osób pracujących odpowiadają łącznie za niemal połowę dochodów podatkowych. Jednocześnie klin podatkowo-składkowy zmniejsza wartość wynagrodzeń netto i w ten sposób obniża aktywność zawodową. Efektywna kalibracja systemu podatkowego powinna realizować dany cel fiskalny, minimalizując negatywne skutki dla aktywności zawodowej. Kolejnym ważnym aspektem, który może być brany pod uwagę przy kalibracji stawek podatkowych, jest redukcja nierówności dochodowych¹.

Opodatkowanie pracy w Polsce charakteryzuje się bardzo niewielką progresją. W szczególności wysokość klina podatkowo-składkowego nakładanego na pracę osób zarabiających płacę minimalną jest porównywalna z wysokością klina nakładanego na pracę osób o wysokich zarobkach. Różnica między łącznym klinem osób zarabiających 167 proc. i tych zarabiających 67 proc. przeciętnej płacy wynosi w krajach Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD) średnio 8 pkt proc., podczas gdy w Polsce jest to tylko 1 pkt proc.

Równocześnie podaż pracy w Polsce kształtuje się poniżej średniej w Unii Europejskiej (UE), zwłaszcza wśród kobiet: w 2019 r. współczynnik aktywności zawodowej kobiet w wieku 20–64 lat wyniósł 67,7 proc. na tle średniej w UE – 72,9 proc., a współczynnik aktywności mężczyzn to 83,2 proc. na tle średnio 84,6 proc. w UE. Istotnym pytaniem jest zatem, czy zmiany opodatkowania pracy mogłyby w zauważalny sposób wpłynąć na podaż pracy w Polsce.

Celem niniejszego artykułu jest ocena, czy progresywny system podatkowy dla aktywności zawodowej byłby bardziej korzystny niż system funkcjonujący dotychczas. Przykładem bardziej progresywnego opodatkowania jest hipotetyczny system jednolitej daniny². Jego kluczowe założenia to: neutralność budżetowa względem dotychczasowego systemu, zmniejszenie klina dla większości osób zatrudnionych na umowę o pracę, zwiększenie progresji opodatkowania oraz pełne oskładkowanie umów cywilno-prawnych.

Wykorzystując wnioski z literatury dotyczącej elastyczności podaży pracy, określiliśmy, które grupy demograficzno-ekonomiczne mogłyby silnie zareagować na zmiany opodatkowania pracy. Na podstawie danych jednostkowych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) zidentyfikowaliśmy grupy osób, które mogłyby dostosować swoją podaż pracy po zmianie systemu podatkowego. Wyniki analizy wskazują, że dla około 2,85 mln osób jednolita danina stanowiłaby istotny bodziec do zwiększenia

1 J. Heathcote, K. Storesletten, G. Violante, *Optimal Tax Progressivity: An Analytical Framework*, „Quarterly Journal of Economics” 2017, No. 132.

2 P. Wojciechowski, *Programowanie reformy jednolitej daniny w 2016 r. w świetle koncepcji bazy i nadbudowy*, „Ubezpieczenia Społeczne. Teoria i praktyka” 2019, nr 1.

aktywności zawodowej, podczas gdy negatywnych efektów dla podaży pracy można się spodziewać w grupie ok. 220 tys. osób.

Struktura artykułu jest następująca. W pierwszej części przedstawiamy wnioski z analizy literatury na temat elastyczności podaży pracy i jej zróżnicowania w zależności od cech demograficznych i ekonomicznych. W drugiej części opisujemy hipotetyczny system jednolitej daniny i porównujemy go z systemem podatkowym obowiązującym w 2016 r. W trzeciej prezentujemy metodę oszacowania rozkładu stawek wynagrodzenia dla osób nieaktywnych zawodowo oraz innych osób, których podaż pracy może ulec dostosowaniu po wprowadzeniu jednolitej daniny. W czwartej przedstawiamy potencjalne skutki jednolitej daniny dla rynku pracy. Piąta część zawiera podsumowanie.

Elastyczności podaży pracy

Zmiany wynagrodzeń netto oddziałują na podaż pracy przez wpływ na wybór gospodarstwa domowego między konsumpcją a czasem wolnym. Efekt substytucyjny powoduje, że wyższe wynagrodzenia zwiększają korzyść ekonomiczną z czasu pracy względem czasu wolnego. W przeciwnym kierunku oddziałuje efekt dochodowy – wzrost wynagrodzeń zwiększa łączne dochody pracownika, a tym samym obniża użyteczność krańcową z dochodów wynikających z dodatkowego czasu pracy.

Można wyróżnić trzy rodzaje elastyczności podaży pracy³:

- Elastyczność Marshalla: zmiana stawki wynagrodzenia w pełni przekłada się na zmianę dochodu do dyspozycji w całym horyzoncie optymalizacji.
- Elastyczność Hicksa: wpływ zmiany stawki wynagrodzenia na dochód jest skompensowany transferem/podatkiem niezależnym od liczby przepracowanych godzin.
- Elastyczność Frischa: zmiana stawki wynagrodzenia jest tymczasowa i ma zaniebdywalnie mały wpływ na dochód w cyklu życia.

Zasadniczo elastyczność podaży pracy jest najwyższa w ujęciu Frischa, niższa w wersji Hicksa i najniższa w ujęciu Marshalla. Do analizy potencjalnego wpływu jednolitej daniny odpowiednie jest stosowanie elastyczności Marshalla, gdyż zmiana stawek wynagrodzenia jest trwała i powoduje zmiany w poziomie dochodów (tj. ma efekty redystrybucyjne). Poziom elastyczności podaży pracy jest natomiast kwestią empiryczną. Oszacowania tych elastyczności różnią się w zależności od zastosowanej metodologii, kraju badania oraz cech demograficzno-ekonomicznych gospodarstw domowych.

³ P. Cahuc, S. Carcillo, A. Zylberberg, *Labor Economics*, 2014.

Badań dotyczących elastyczności podaży pracy w Polsce jest niewiele. Michał Myck⁴ oszacował parametry strukturalnego modelu podaży pracy, w którym konsument wybiera między trzema stanami: pracą na pełen etat, pracą w niepełnym wymiarze czasu pracy lub brakiem zatrudnienia. Model jest statyczny, a zmiana stawki wynagrodzenia w pełni przekłada się na ograniczenie budżetowe gospodarstwa domowego. Otrzymane elastyczności mogą być więc interpretowane w ujęciu Marshalla. Wyniki wskazują na wysoką (ok. 0,7, czyli wzrost stawki wynagrodzenia netto o 1 proc. przekłada się na wzrost podaży pracy o 0,7 proc.) elastyczność podaży pracy kobiet będących w związkach. Natomiast dla samotnych kobiet ten współczynnik wynosi ok. 0,25. Z kolei elastyczność podaży pracy mężczyzn jest bliska zeru, niezależnie od typu gospodarstwa domowego. Wyniki te nie dotyczą studentów, osób samozatrudnionych, mężczyzn po 59 roku życia oraz kobiet po 55 roku życia.

Tomasz Zawisza zastosował metodę różnic w różnicach, żeby oszacować elastyczność dochodu brutto towarzyszącą zmianie stawek podatkowych w 2009 r.⁵ Ze względu na możliwość wspólnego rozliczania małżonków zmiana efektywnej stawki podatkowej w 2009 r. zależała od łącznych dochodów osiąganych przez małżeństwo. Wykorzystując to zróżnicowanie, autor porównał zmiany w dochodach brutto osób, których efektywna stawka opodatkowania znacząco się obniżyła (grupa eksperymentalna), ze zmianami dochodów osób, których efektywna stawka spadła nieznacznie (grupa kontrolna). Co ważne, podatnikami o relatywnie niskich zarobkach w grupie eksperymentalnej były osoby, których małżonkowie osiągalni znacznie wyższe zarobki. Natomiast w grupie kontrolnej osoby o relatywnie niskich zarobkach były albo samotne, albo ich małżonkowie też osiągalni relatywnie niewielkie dochody. Można więc sądzić, że elastyczności oszacowane dzięki porównaniu tych dwóch grup w dużej mierze opisują decyzje osób o specyficznych charakterystykach, m.in. kobiet, których udział w dochodach gospodarstwa domowego był znacząco mniejszy niż udział męża. Dlatego też uogólnianie tych wyników na całą populację mogłoby być obarczone dużym błędem⁶.

Wniosków na temat zróżnicowania elastyczności podaży pracy między grupami demograficzno-ekonomicznymi dostarczają badania z innych krajów. Mauro Mastrogiacomo, Nicole Bosch, Miriam Gielen i Egbert Jongen oszacowali statyczny model strukturalny na holenderskich danych administracyjnych, korzystając z dużej reformy podatkowej w 2001 r.⁷

4 M. Myck, *Stability of elasticity estimates in the context of significant changes in labour market incentives*, CenEA Working Paper Series WP01/14, 2014; *idem*, *Estimating Labour Supply Response to the Introduction of the Family 500+ Programme*, CenEA Working Paper Series WP01/16, 2016.

5 T. Zawisza, *Optimal Taxation of Employment and Self-Employment: Evidence from Poland and Implications*, 2019.

6 W tym badaniu nie przedstawiono wyników w podziale na grupy demograficzne i nie można też stwierdzić, jaki jest udział grup demograficznych w próbie.

7 M. Mastrogiacomo, N. Bosch i in., *Heterogeneity in Labour Supply Responses: Evidence from a Major Tax Reform*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2017, Vol. 79, Issue 5.

Tabela 1. Symulacje współczynnika łącznej elastyczności podaży pracy w Holandii według cech demograficznych i ekonomicznych

Cecha	Osoba samotna bez dzieci	Samotny rodzic	Pary bez dzieci		Pary z dziećmi	
			mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
Ogółem	0,35	0,61	0,07	0,25	0,13	0,44
Mężczyźni	0,32	0,46	-	-	-	-
Kobiety	0,38	0,63	-	-	-	-
Brak wyższego wykształcenia	0,73	0,98	0,1	0,41	0,25	0,65
Wyższe wykształcenie	0,25	0,48	0,06	0,22	0,11	0,39
1. kwartył płac	0,67	1,05	0,08	0,25	0,21	0,57
2. kwartył płac	0,42	0,87	0,07	0,24	0,13	0,43
3. kwartył płac	0,26	0,55	0,07	0,24	0,11	0,41
4. kwartył płac	0,16	0,41	0,06	0,29	0,09	0,37
Wiek 20–28	0,43	1,01	0,04	0,11	0,17	0,51
Wiek 29–40	0,27	0,7	0,05	0,14	0,14	0,44
Wiek 41–57	0,35	0,52	0,08	0,4	0,12	0,42

Źródło: M. Mastrogiacono, N. Bosch i in., *Heterogeneity in Labour Supply Responses: Evidence from a Major Tax Reform*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2017, Vol. 79, Issue 5

Analiza wyników przedstawionych w tabeli 1 pozwala zaobserwować następujące prawidłowości:

- Elastyczność podaży pracy maleje wraz z poziomem wykształcenia oraz poziomem dochodu. Wyjątkiem są kobiety w związkach, ale bez dzieci; dla tych kobiet współczynnik elastyczności jest najwyższy w czwartym kwartylu rozkładu płac.
- Osoby wychowujące dzieci wykazują wyższą elastyczność podaży pracy. Innymi słowy, podaż pracy osób bezdzietnych jest mniej wrażliwa na zmiany stawek wynagrodzenia niż podaż pracy rodziców.
- Zależność elastyczności od wieku różni się między typami gospodarstw domowych. Dla osób wychowujących dzieci elastyczność jest niższa w starszych grupach wieku. Natomiast wśród par bez dzieci zależność jest odwrotna.

Oszacowania parametrów modelu strukturalnego dla USA potwierdzają, że osoby lepiej wykształcone (czyli też o wyższych dochodach) mają niższą elastyczność podaży pracy⁸. To badanie pokazuje również, że osoby starsze (w wieku 55–61 lat) mają znacząco

8 A. Erosa, L. Fuster, G. Kambourov, *Towards a Micro-Founded Theory of Aggregate Labour Supply*, „The Review of Economic Studies” 2016, No. 83.

wyższą elastyczność niż pozostałe grupy wieku. Wniosek dotyczący niższej elastyczności podaży pracy (w ujęciu Marshalla) wśród osób o wyższych zarobkach jest również potwierdzony w badaniu Orazia Attanasia, Petera Levella, Hamisha Lowa i Virginii Sánchez-Marcos⁹.

Opis systemu jednolitej daniny

Parametry potencjalnego systemu jednolitej daniny przyjęliśmy zgodnie z opracowaniem Pawła Wojciechowskiego¹⁰. Założenia systemu miały zapewnić neutralność budżetową reformy w warunkach roku 2016.

Jednolita danina miała składać się z dwóch komponentów: liniowego oraz progresywnego. Część liniowa zastępowała dotychczasowe składki na ubezpieczenia społeczne. W systemie z 2016 r. suma składek na ubezpieczenia społeczne (płaconych przez pracownika i pracodawcę) wynosiła 31,8 proc. wynagrodzenia brutto z umowy o pracę. W proponowanym systemie suma stawek wynosiłaby 30 proc. wynagrodzenia brutto. W przeciwieństwie do systemu z 2016 r. danina byłaby również naliczana po przekroczeniu w ciągu roku przez podstawę wymiaru składek 30-krotności przeciętnego wynagrodzenia. Jednak powyżej tej kwoty danina byłaby również naliczana po przekroczeniu w ciągu roku przez podstawę wymiaru składek 30-krotności przeciętnego wynagrodzenia. Jednak powyżej tej kwoty danina nie miałaby charakteru składkowego, lecz podatkowy. To znaczy, że nadwyżkowe wpływy nie tworzyłyby zobowiązań do wypłaty świadczeń z systemu ubezpieczeń społecznych. Natomiast komponent progresywny zakładał istnienie trzech stawek podatkowych:

- stawki 0 proc. dla miesięcznego wynagrodzenia poniżej 668 zł,
- stawki 19 proc. dla wynagrodzenia w przedziale od 668 zł do 8000 zł,
- stawki 29 proc. dla wynagrodzenia przekraczającego 8000 zł.

Zatem łączna stawka krańcowa jednolitej daniny wynosiłaby od 30 proc. do 59 proc. wynagrodzenia brutto, z czego 20 proc. wynagrodzenia byłoby płacone przez pracodawcę.

Porównujemy łączny klin podatkowo-składkowy (wyrażony jako procent kosztów pracodawcy) między systemem jednolitej daniny a trzema typami umów w systemie z 2016 r. (wykres 1). Porównanie jest przeprowadzone względem systemu podatkowo-składkowego z 2016 r., gdyż wobec niego jednolita danina była neutralna budżetowo. Zaprojektowanie nowej reformy neutralnej budżetowo wymagałoby dostępu do danych administracyjnych, którego nie posiadamy.

W przypadku umów o pracę jednolita danina byłaby korzystniejsza od dotychczasowego systemu dla prawie wszystkich podatników. W systemie jednolitej daniny łączny klin jest wyższy dopiero dla osób zarabiających powyżej 275 proc. przeciętnej

⁹ O. Attanasio, P. Levell i in., *Aggregating Elasticities: Intensive and Extensive Margins of Women's Labor Supply*, „Econometrica” 2018, Vol. 86, Issue 6.

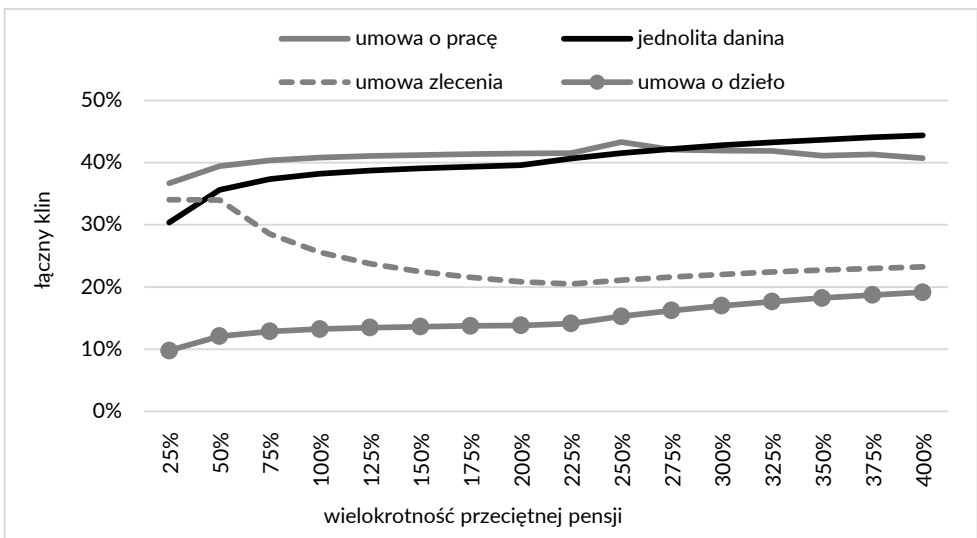
¹⁰ P. Wojciechowski, *op. cit.*

płacy (11,1 tys. zł w 2016 r.). Różnice w wysokościach płacy netto (przy założeniu braku dostosowań płacy brutto) zostały szczegółowo przedstawione na wykresie 2. Dla osób otrzymujących płacę minimalną wprowadzenie jednolitej daniny oznaczałoby wzrost wynagrodzenia netto o 6 proc. Jeszcze wyższy wzrost odnotowałyby osoby zarabiające poniżej płacy minimalnej, np. zatrudnione w niepełnym wymiarze czasu pracy.

Umowy zlecenia charakteryzowały się dotychczas dużo niższym klinem niż ten proponowany w ramach jednolitej daniny. Niski klin wynikał z ograniczonego obowiązkowi odprowadzania składek na ubezpieczenia społeczne oraz z relatywnie wysokich kosztów uzyskania przychodu. Dlatego dla umów zlecenia przekraczających wysokość minimalnego wynagrodzenia jednolita danina wiązałaby się ze znaczącym wzrostem obciążeń fiskalnych. Wzrost obciążeń fiskalnych byłby największy w stosunku do umów o dzieło, które do tej pory były w całości zwolnione ze składek na ubezpieczenia społeczne.

Należy zaznaczyć, że zmiana obciążeń fiskalnych dotyczyłaby również osób prowadzących działalność gospodarczą. Według P. Wojciechowskiego¹¹ korzyści z jednolitej daniny osiągnęliby przedsiębiorcy o miesięcznych dochodach poniżej 9,6 tys. zł netto. Natomiast dla osób samozatrudnionych o najwyższych dochodach wzrost łącznej stawki obciążeń podatkowo-składkowych wynosiłby do 10 pkt proc. Jednak wciąż ta forma działalności charakteryzowałaby się dużo niższym klinem podatkowo-składkowym niż umowy o pracę i zachęcałaby tym samym do arbitrażu podatkowego.

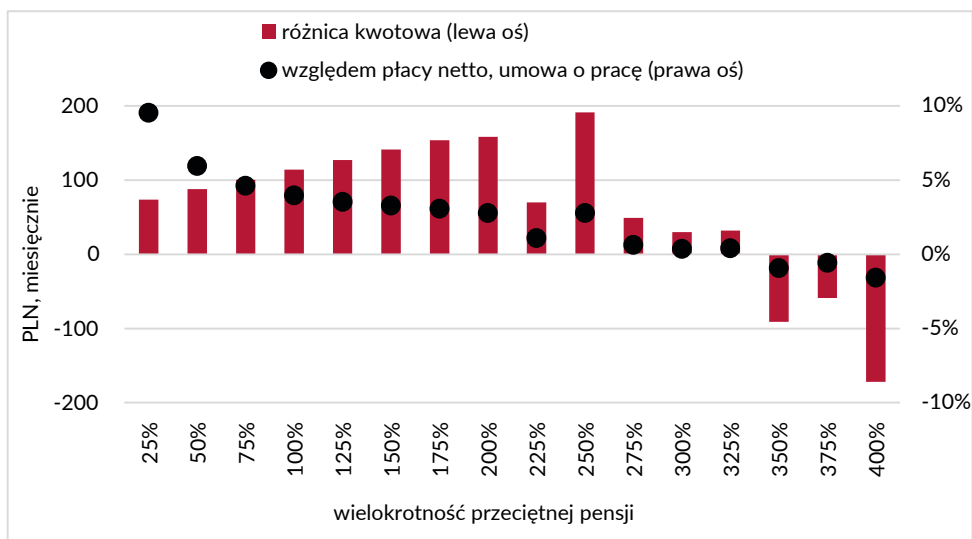
Wykres 1. Porównanie klinu podatkowo-składkowego



Źródło: opracowanie własne

¹¹ *Ibidem*.

Wykres 2. Różnica w płacy netto między jednolitą daniną a umową o pracę



Źródło: opracowanie własne

Symulacje rozkładów wynagrodzeń

Aby ocenić wpływ jednolitej daniny na rynek pracy, dokonujemy szacunku zmiany klina podatkowo-składkowego w zależności od cech demograficzno-ekonomicznych. Punktem wyjścia jest ustalenie, jaki jest rozkład wynagrodzeń w tych grupach, a także na jakie potencjalne wynagrodzenia mogłyby liczyć osoby nieaktywne, które chciałyby wejść na rynek pracy.

Analizę rozkładu płac opieramy na danych indywidualnych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności za lata 2016–2019. Wśród osób pracujących informacja o wynagrodzeniach netto jest dostępna dla 30 proc. obserwacji. W tej próbie oszacowaliśmy regresje, w których zmienną objaśnianą jest logarytm relatywnej płacy (płacy w przeliczeniu na pełen etat, a następnie podzielonej przez przeciętne wynagrodzenie netto w danym roku). Jako zmienne objaśniające wykorzystano: grupę wieku, poziom wykształcenia, interakcję grupy wieku z wykształceniem, dziedzinę wykształcenia, płeć oraz województwo. Ten zestaw zmiennych jest również dostępny dla osób nieaktywnych zawodowo. W przypadku kobiet zastosowaliśmy model Jamesa Heckmana (1979) korygujący regresję płac o nielosowy dobór osób do grupy pracujących. Jako dodatkową zmienną tłumaczącą aktywność zawodową kobiet wykorzystano stan cywilny.

Rozkład płac teoretycznych (wynikających z oszacowania parametrów regresji) osób pracujących dobrze odzwierciedla rozkład płac obserwowanych w danych

BAEL (tabela 2)¹². Natomiast rozkład potencjalnych płac osób niepracujących jest obniżony w stosunku do rozkładu płac osób pracujących, co jest wiarygodną właściwością. Potencjalne płace osób nieaktywnych mogą być wciąż zawyżone poprzez nieuwzględnienie mniejszego doświadczenia niż u osób aktywnych oraz nieobserwowalnych cech.

Tabela 2. Mediana płac netto, w relacji do przeciętnych płac netto w gospodarce narodowej (w %)

	Faktyczne płace obserwowane w BAEL	Teoretyczne płace – osoby z obserwowalnymi płacami	Teoretyczne płace – osoby pracujące	Teoretyczne płace – osoby niepracujące
Kobiety	65,7	65,6	65,7	49,1
Mężczyźni	78,7	78,9	79,2	70,0
Ogółem	72,3	73,5	73,6	61,5

Źródło: opracowanie własne

Potencjalne efekty dla podaży pracy

Wyróżniamy cztery grupy osób, których podaż pracy mogłaby się istotnie zmienić w reakcji na wprowadzenie jednolitej daniny:

- 1) nieaktywni zawodowo,
- 2) pracujący w niepełnym wymiarze czasu pracy,
- 3) pracujący na podstawie umów cywilno-prawnych,
- 4) osoby zarabiające na umowach o pracę powyżej 275 proc. płacy przeciętnej.

Równocześnie można przyjąć, że jednolita danina miałaby marginalny wpływ na podaż pracy osób dotychczas zatrudnionych na umowach o pracę, w pełnym wymiarze czasu pracy, dla których klin podatkowo-składkowy uległby obniżeniu. Trudno jest określić *ex ante*, który z efektów – substytucyjny czy dochodowy – miałby większy wpływ na liczbę godzin pracy wśród tych podatników.

Obniżenie klina podatkowo-składkowego może spowodować, że część osób dotąd nieaktywnych wejdzie na rynek pracy. W latach 2016–2019 w Polsce było ok. 5,2 mln osób

12. Przeciętne płace w badaniu BAEL są zaniżone w stosunku do faktycznego rozkładu, obserwowanego np. w danych administracyjnych (zob. P. Chrostek, J. Klejdysz i in., *Wybrane aspekty systemu podatkowo-składkowego na podstawie danych PIT i ZUS 2016*, 2019). Jest to uwarunkowane częstszą odmową odpowiedzi wśród osób lepiej zarabiających. Natomiast wynagrodzenia w BAEL mogą dość dobrze odzwierciedlać dolną część rozkładu wynagrodzeń. Według Badania Struktury Wynagrodzeń z 2018 r. mediana stanowiła 82 proc. płacy średniej, czyli o 10 punktów procentowych więcej niż w danych BAEL. Jednak Badanie Struktury Wynagrodzeń obejmuje tylko umowy o pracę w podmiotach zatrudniających co najmniej 10 pracowników, a więc przedsiębiorstwa, w których relatywnie rzadziej zarabia się płacę minimalną.

nieaktywnych w wieku produkcyjnym (18–64 lat dla mężczyzn i 18–59 dla kobiet). Aby doprecyzować liczbę osób, która może wejść na rynek pracy, wyłączamy z analizy kobiety wychowujące dzieci w wieku poniżej 3 lat. Ponadto przyjmujemy, że 36 proc. osób deklarujących niepełnosprawność lub chorobę jako powód nieaktywności zawodowej faktycznie nie jest w stanie podjąć pracy¹³. Poniższa analiza pomija także osoby w wieku emerytalnym, gdyż zmiany w ich stawce wynagrodzenia netto byłyby niższe i zależałyby od wysokości pobieranej emerytury.

Duże grupy osób nieaktywnych to ludzie młodzi, przed 30 rokiem życia, oraz osoby w wieku przedemerytalnym (tabela 3). Relatywnie większy wzrost potencjalnego wynagrodzenia netto mogą odnotować kobiety, których płace są niższe (biorąc pod uwagę zarówno lukę płacową, jak i wykształcenie). Zdecydowana większość osób biernych może liczyć na relatywnie niskie zarobki – poniżej 75 proc. płacy przeciętnej.

Kobiety o potencjalnie niskich zarobkach oraz osoby w wieku przedemerytalnym stanowią łącznie 67 proc. osób mogących wejść na rynek pracy (2,8 mln osób). Ze względu na relatywnie wysoką elastyczność podaży pracy w tych grupach można przypuszczać, że wprowadzenie jednolitej daniny miałoby istotny wpływ na zwiększenie współczynnika aktywności zawodowej w Polsce.

Tabela 3. Struktura osób biernych zawodowo według potencjalnych zarobków (tysiące)

Grupa demograficzna	Poniżej 50% płacy przeciętnej	(50%, 75%)	(75%, 100%)	Powyżej 100% płacy przeciętnej	Suma
	spadek klina o 4 pkt proc.	spadek klina o 3–3,9 pkt proc.	spadek klina o 2,6–3 pkt proc.	spadek klina mniejszy niż 2,6 pkt proc.	
Mężczyźni 18–29	157	485	78	8	728
Mężczyźni 30–54	0	174	207	94	475
Mężczyźni 55–64	5	526	199	68	798
Kobiety 18–29	635	185	11	0	830
Kobiety 30–54	377	398	160	3	938
Kobiety 55–59	202	173	54	0	429
Suma	1376	1941	709	173	4199

Źródło: opracowanie własne

¹³ Opiaramy to założenie na danych z Europejskiego Badania Warunków Życia Ludności (EU-SILC) dla Polski za lata 2016–2019. Spośród respondentów identyfikujących swój status na rynku pracy jako niepełnosprawni bądź niezdolni do pracy z powodu choroby 36 proc. osób zadeklarowało, że przez przynajmniej sześć ostatnich miesięcy miało poważne ograniczenia w wykonywaniu czynności, jakie ludzie zwykle wykonują. Natomiast 45 proc. osób deklarujących niezdolność do pracy wskazało na niezbyt poważne ograniczenia, a 19 proc. na brak takich ograniczeń.

Tabela 4. Struktura osób zatrudnionych w niepełnym wymiarze czasu pracy według oszacowanych zarobków (tysiące)

Płeć	Poniżej 50% płacy przeciętnej	(50%, 75%)	(75%, 100%)	Powyżej 100% płacy przeciętnej	Suma
	spadek klina o 4 pkt proc.	spadek klina o 3–3,9 pkt proc.	spadek klina o 2,6–3 pkt proc.	spadek klina mniejszy niż 2,6 pkt proc.	
Mężczyźni	0	21	22	19	62
Kobiety	43	60	43	1	147
Suma	43	81	65	21	209

Źródło: opracowanie własne

Kolejnym efektem wprowadzenia jednolitej daniny mógłby być wzrost liczby godzin pracy wśród osób dotychczas zatrudnionych na umowie o pracę w niepełnym wymiarze czasu. Bierzymy pod uwagę osoby, które nie mają konkretnego powodu do pracy w niepełnym wymiarze, takiego jak nauka, choroba, opieka, inne powody osobiste lub brak ofert pracy w pełnym wymiarze czasu (tabela 4). Taka forma zatrudnienia dużo częściej dotyczy kobiet, charakteryzujących się wysoką elastycznością podaży pracy. Jednak efekt zwiększenia liczby godzin pracy wśród tych osób miałby mały wpływ na rynek pracy ze względu na relatywnie niewielką liczebność tej grupy (209 tys. osób).

Wprowadzenie jednolitej daniny mogłoby mieć negatywny wpływ na podaż pracy osób pracujących w oparciu na umowach cywilno-prawnych. Przeciętna liczebność tej grupy wynosiła w latach 2016–2019 ok. 340 tys. i była dużo niższa niż suma osób korzystających z takich umów w ciągu roku. Należy pamiętać, że kwestionariusz BAEL odnosi się do aktywności zawodowej w ostatnim tygodniu, podczas gdy umowy zlecenia mają często charakter tymczasowy. W latach 2016–2019 liczba osób pracujących na podstawie umów zlecenia malała, co można wytłumaczyć dobrą sytuacją na rynku pracy (większą skłonnością pracodawców do oferowania umów o pracę), objęciem umów zlecenia płacą minimalną w 2016 r. oraz zmianami zasad oskładkowania w 2015 r. Na skutek wprowadzenia jednolitej daniny niemal 80 proc. osób pracujących na umowach zlecenia odnotowałyby wzrost klina podatkowego w wyniku wyższych składek na ubezpieczenia społeczne. Należy pamiętać, że oznaczałoby to wzrost przyszłych uprawnień tych osób, w szczególności uprawnień emerytalnych.

Tabela 5. Struktura osób pracujących na umowie zlecenia według oszacowanych zarobków (tysiące)

Grupa demograficzna	Poniżej 50% płacy przeciętnej	(50%, 75%)	(75%, 100%)	Powyżej 100% płacy przeciętnej	Suma
	brak wzrostu łącznego klina	wzrost klina o 1,6–8,8 pkt proc.	wzrost klina o 8,8–12,6 pkt proc.	wzrost klina powyżej 12,6 pkt proc.	
Mężczyźni 18–29	2	47	18	4	71
Mężczyźni 30–54	0	16	27	18	61
Mężczyźni 55–64	0	18	6	4	28
Kobiety 18–29	43	36	6	0	85
Kobiety 30–54	24	36	19	0	79
Kobiety 55–59	7	7	3	0	17
Suma	76	160	79	27	341

Źródło: opracowanie własne

Największy wzrost klina (kolumny 3 i 4 w tabeli 5) dotyczy głównie mężczyzn, których elastyczność podaży pracy jest niska. Podwyżką klina dotkniętych byłoby 107 tys. kobiet, z czego tylko 28 tys. wysoką podwyżką. Dlatego też negatywny wpływ jednolitej daniny na podaż pracy osób korzystających z umów zlecenia byłby raczej niewielki. Oprócz na umowach zlecenia przeciętnie kilkadziesiąt tysięcy osób pracuje na podstawie innych umów cywilnoprawnych, m.in. umowy o dzieło.

Wprowadzenie jednolitej daniny zwiększyłoby opodatkowanie osób zarabiających na umowie o pracę powyżej 275 proc. przeciętnej płacy. Na podstawie danych administracyjnych można oszacować, że w 2016 r. było ok. 330 tys. takich pracowników¹⁴. Medianowy wzrost klina podatkowo-składkowego wynosiłby w tej grupie ok. 3 proc. Strukturę demograficzną tej grupy szacujemy na podstawie Badania Struktury Wynagrodzeń z 2018 r. 73 proc. osób w tej grupie stanowią mężczyźni, w tym 60 proc. to mężczyźni w wieku 30–54 lat charakteryzujący się bardzo niską elastycznością podaży pracy.

Tabela 6. Struktura osób o zarobkach powyżej 275 proc. płacy przeciętnej

Mężczyźni 18–29	Mężczyźni 30–54	Mężczyźni 55+	Kobiety 18–29	Kobiety 30–54	Kobiety 55+
3%	60%	10%	1%	24%	3%

Źródło: opracowanie własne na podstawie Badania Struktury Wynagrodzeń

Podsumowanie potencjalnego wpływu jednolitej daniny na podaż pracy różnych grup demograficzno-ekonomicznych zostało zaprezentowane na wykresie 3. Na osi poziomej oznaczono zmianę klina podatkowo-składkowego na podstawie oszacowanych stawek wynagrodzeń.

¹⁴ P. Chrostek, J. Klejdysz i in., *op. cit.*

Oś pionowa odzwierciedla elastyczność podaży pracy poszczególnych grup. Skala ma charakter porządkowy i opiera się na wnioskach z krajowej i międzynarodowej literatury, omówionych w pierwszej części artykułu. W tabeli 7 przedstawiono zastosowaną klasyfikację.

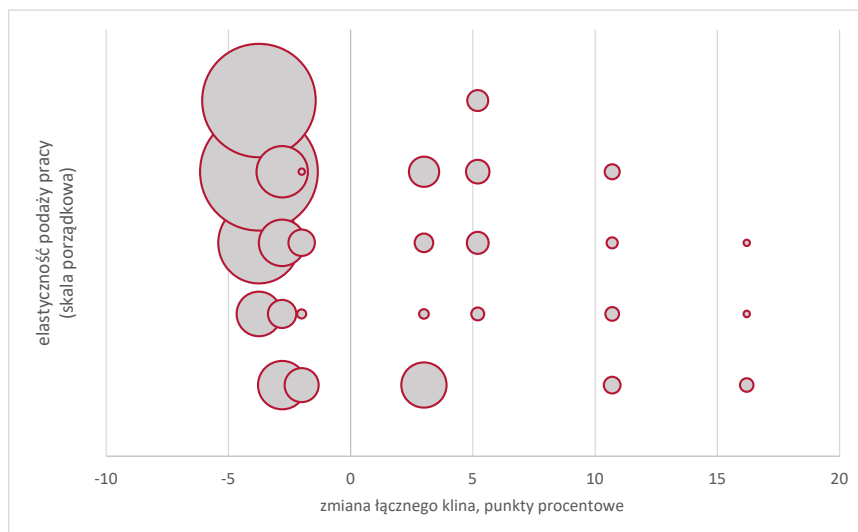
Tabela 7. Ocena elastyczności podaży pracy w analizowanych grupach

Grupa demograficzna	Stawka wynagrodzenia do 75% przeciętnej płacy	Stawka wynagrodzenia powyżej 75% przeciętnej płacy
Mężczyźni 18–29	umiarkowana	niska
Mężczyźni 30–54	niska	bardzo niska
Mężczyźni 55–64	umiarkowanie wysoka	umiarkowana
Kobiety 18–29	umiarkowanie wysoka	umiarkowana
Kobiety 30–54	wysoka	umiarkowanie wysoka
Kobiety 55–59	wysoka	umiarkowanie wysoka

Źródło: opracowanie własne

Jednolita danina miałaby pozytywny wpływ na rynek pracy, gdyż obniżka klina byłaby skoncentrowana na osobach o wysokiej elastyczności podaży pracy, a wzrost klina dotyczyłby ludzi o relatywnie niskiej elastyczności. Łącznie 2,6 mln osób o wysokiej bądź umiarkowanie wysokiej elastyczności odnotowałoby obniżenie klina na poziomie od 3 do 4 pkt proc. Dla kolejnych 250 tys. osób z tej grupy obniżenie klina wynosiłoby między 2 a 3 pkt proc. Z kolei wzrost klina odczułoby jedynie 220 tys. osób o wysokiej lub umiarkowanie wysokiej elastyczności.

Wykres 3. Potencjalny wpływ jednolitej daniny na polski rynek pracy



Uwaga: pola kół odzwierciedlają liczebności grup.

Źródło: opracowanie własne

Podsumowanie

Obowiązujący w Polsce system podatkowy charakteryzuje się niewielką progresją podatkową i wysokim obciążeniem podatkowo-składkowym osób najmniej zarabiających. Ponadto zróżnicowanie naliczania składek na ubezpieczenia społeczne w zależności od typu umowy zachęca do arbitrażu podatkowego. Kalibracja systemu nie jest optymalna z punktu widzenia wspierania aktywności zawodowej, co jest istotnym wyzwaniem w świetle starzenia się ludności w Polsce i nadchodzącego spadku liczby osób aktywnych zawodowo¹⁵.

Przeprowadzona przez nas analiza hipotetycznego systemu jednolitej daniny potwierdza, że zwiększenie progresji systemu podatkowego mogłoby mieć pozytywny wpływ na łączną aktywność zawodową. Wśród 4,2 mln osób nieaktywnych zawodowo, które mogłyby wejść na rynek pracy, 2,7 mln można określić jako osoby o wysokiej bądź umiarkowanie wysokiej elastyczności podaży pracy. Jednolita danina mogłaby również pozytywnie wpłynąć na ok. 200 tys. osób zatrudnionych w niepełnym wymiarze czasu pracy, z których ok. 150 tys. to osoby o wysokiej bądź umiarkowanie wysokiej elastyczności podaży pracy.

Negatywne skutki dla aktywności zawodowej dotyczyłyby dużo mniejszej grupy osób – ok. 220 tysięcy. Dla większości tych osób wzrost klina podatkowo-składkowego wynikałby ze wzrostu odprowadzanych składek na ubezpieczenia społeczne. Postrzeżenie przez osoby pracujące tego pozytywnego efektu może być różne i zależeć m.in. od zaufania do publicznego systemu emerytalnego.

W naszym badaniu nie określamy konkretnej liczby osób, które zwiększyłyby podaż pracy. Takie predykcje obarczone byłyby dużą niepewnością, gdyż wymagałyby przyjęcia konkretnych współczynników elastyczności podaży pracy. Rozwój badań wpływu opodatkowania na podaż pracy w Polsce wymaga udostępnienia dla celów badawczych zanonimizowanych danych administracyjnych gromadzonych przez takie instytucje jak Zakład Ubezpieczeń Społecznych i Ministerstwo Finansów.

Należy również zaznaczyć, że nasza analiza koncentruje się na krótkookresowym wpływie zwiększenia progresji podatkowej na podaż pracy. Istnieją również kanały długookresowego wpływu, które jednak trudno jest skwantyfikować, np. obniżenie zwrotu z inwestycji w edukację czy też wzrost szans edukacyjnych dzięki zmniejszeniu nierówności dochodowych. Oceniamy jednak, że ilościowe znaczenie tych kanałów jest wyraźnie mniejsze niż kanału bezpośredniego wpływu zmian opodatkowania na podaż pracy.

¹⁵ *Starzenie się ludności, rynek pracy i finanse publiczne w Polsce*, red. P. Lewandowski, J. Rutkowski, Warszawa 2017.

Maciej Albinowski
Instytut Badań Strukturalnych
ORCID: 0000-0001-6561-153X

Piotr Lewandowski
Instytut Badań Strukturalnych
Institute of Labor Economics (IZA)
ORCID: 0000-0003-2506-5639

ŹRÓDŁA

- Attanasio O., Levell P., Low H., Sánchez-Marcos V., *Aggregating Elasticities: Intensive and Extensive Margins of Women's Labor Supply*, „Econometrica” 2018, Vol. 86, Issue 6.
- Cahuc P., Carcillo S., Zylberberg A., *Labor Economics*, 2014.
- Chrostek P., Klejdysz J., Korniluk D., Skawiński M., *Wybrane aspekty systemu podatkowo-składkowego na podstawie danych PIT i ZUS 2016*, 2019.
- Erosa A., Fuster L., Kambourov G., *Towards a Micro-Founded Theory of Aggregate Labour Supply*, „The Review of Economic Studies” 2016, No. 83.
- Heathcote J., Storesletten K., Violante G., *Optimal Tax Progressivity: An Analytical Framework*, „Quarterly Journal of Economics” 2017, No. 132.
- Heckman J., *Sample selection bias as a specification error*, „Econometrica” 1979, No. 47.
- Mastrogiamomo M., Bosch N., Gielen M., Jongen E., *Heterogeneity in Labour Supply Responses: Evidence from a Major Tax Reform*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, No. 79, Issue 5.
- Myck M., *Estimating Labour Supply Response to the Introduction of the Family 500+ Programme*, CenEA Working Paper Series WP01/16, 2016.
- Myck M., *Stability of elasticity estimates in the context of significant changes in labour market incentives*, CenEA Working Paper Series WP01/14, 2014.
- *Starzenie się ludności, rynek pracy i finanse publiczne w Polsce*, red. P. Lewandowski, J. Rutkowski, Warszawa 2017.
- Wojciechowski P., *Programowanie reformy jednolitej daniny w 2016 r. w świetle koncepcji bazy i nadbudowy*, „Ubezpieczenia Społeczne. Teoria i praktyka” 2019, nr 1.
- Zawisza T., *Optimal Taxation of Employment and Self-Employment: Evidence from Poland and Implications*, 2019.

Potential impact of more progressive labour taxation on the labour input in Poland

We assess the potential labour input effects of a reform increasing the progressivity of labour taxation in Poland. We combine findings from the literature on labour input elasticity and estimates from the Labour Force Survey data to identify those groups of people whose labour input may noticeably alter in response to the changes in taxation. We have found that about 2.85 million people would increase their labour input in response to higher net wages. About 220 thousand people may reduce labour input as their net wages would decline.

Key words: progressive taxation, labour market participation, labour input elasticity