

## ZABURZENIA DEPRESYJNE PRACUJĄCYCH POLAKÓW W OKRESIE PANDEMII COVID-19 (LATA 2019–2022)

DEPRESSIVE DISORDERS OF WORKING POLES DURING THE COVID-19 PANDEMIC (2019–2022)

Dorota Żołnierczyk-Zreda

Centralny Instytut Ochrony Pracy – Państwowy Instytut Badawczy / Central Institute of Labour Protection –  
National Research Institute, Warsaw, Poland  
Zakład Ergonomii / Department of Ergonomics

### STRESZCZENIE

**Wstęp:** Chociaż na świecie problem intensyfikacji zaburzeń psychicznych, w tym zaburzeń depresyjnych, jest dobrze udokumentowany, to w Polsce dane na ten temat są ciągle niewystarczające. Można przypuszczać, że powszechnie opisywany na świecie wzrost problemów ze zdrowiem psychicznym wynikający z wybuchu pandemii COVID-19 w zimie 2019 r. mógł także zmienić dotychczasowe statystyki w odniesieniu do zaburzeń depresyjnych występujących w Polsce. **Materiał i metody:** Badania podłużne diagnozujące zaburzenia depresyjne przeprowadzono w styczniu i lutym 2021 r. oraz rok później w reprezentatywnej grupie 1112 pracujących w różnych zawodach Polaków zatrudnionych na podstawie różnych rodzajów umów o pracę. W trakcie I pomiaru zaburzeń depresyjnych badanych proszono także o to, aby retrospektywnie ocenili nasilenie tych zaburzeń wczesną jesienią 2019 r., czyli 6 miesięcy przed wybuchem pandemii COVID-19. Depresję diagnozowano za pomocą kwestionariusza *Patient Health Questionnaire PHQ-9* (PHQ-9). **Wyniki:** Uzyskane wyniki wskazują na istotny wzrost poziomu depresji wśród pracujących Polaków w latach 2019–2022 r., a także na zaostrenie ciężkości jej objawów, wynikających prawdopodobnie z wybuchu pandemii. W latach 2021–2022 rosnący poziom depresji zaobserwowano jedynie wśród pracujących kobiet, osób mniej wykształconych, wykonujących pracę fizyczną lub fizyczno-umysłową, a także osób o mniej stabilnym zatrudnieniu (na umowach na pracę tymczasową, umowach o dzieło / zlecenie oraz umowach na czas określony). **Wnioski:** Z uwagi na wysokie koszty zarówno jednostkowe, jak i organizacyjne i społeczne, które są generowane przez zaburzenia depresyjne, istnieje pilna konieczność opracowania kompleksowej strategii przeciwdziałania depresji, w tym programów zapobiegania tym zaburzeniom w miejscu pracy. Potrzeba ta dotyczy szczególnie pracujących kobiet oraz osób o niższym kapitale społecznym i takich, których charakter zatrudnienia jest mniej stabilny. *Med. Pr.* 2023;74(1):41–51

**Słowa kluczowe:** zaburzenia depresyjne, absencja chorobowa, profilaktyka depresji, pandemia COVID-19, umowy o pracę, PHQ-9

### ABSTRACT

**Background:** The problem of the intensification of mental disorders, including depressive disorders, is well documented in the world, but in Poland data on this subject are still insufficient. It can be assumed that the worldwide increase in mental health problems resulting from the outbreak of the COVID-19 pandemic in the winter of 2019 could also change the current statistics with regard to depressive disorders occurring in Poland. **Material and Methods:** Longitudinal studies diagnosing depressive disorders were carried out on a representative group of 1112 Poles working in various occupations, employed on the basis of various types of employment contracts in the period January–February 2021, and a year later. During the first measurement of depressive disorders, the respondents were also asked to retrospectively assess the severity of these disorders in the early autumn of 2019, i.e., 6 months before the outbreak of the COVID-19 pandemic. Depression was diagnosed using the Patient Health Questionnaire PHQ-9 (PHQ-9). **Results:** The results of the research presented in the article indicate a significant increase in the level of depression among working Poles in the period 2019–2022, as well as an exacerbation of the severity of its symptoms, probably resulting from the outbreak of the pandemic. However, in the years 2021–2022, a growing level of depression was observed only among working women, less educated people, people engaged in physical and mental work, as well as people with less stable employment (temporary work contracts, specific-task contracts and fixed-term contracts). **Conclusions:** Due to the high individual, organizational and social costs that generate depressive disorders, there is an urgent need to develop a comprehensive depression prevention strategy, including programs to prevent these disorders in the workplace. This need applies in particular to working women, people with lower social capital and those with less stable type of employment. *Med Pr.* 2023;74(1):41–51

**Key words:** depressive disorders, sickness absence, depression prevention, the COVID-19 pandemic, employment contract, PHQ-9

Autorka do korespondencji / Corresponding author: Dorota Żołnierczyk-Zreda, Centralny Instytut Ochrony Pracy – Państwowy Instytut Badawczy, Zakład Ergonomii, ul. Czerniakowska 16, 00-701 Warszawa, e-mail: dozol@ciop.pl  
Nadesłano: 28 września 2022, zatwierdzono: 19 stycznia 2023

## WSTĘP

Problem zaburzeń psychicznych, w tym depresji, jest bardzo poważny ze względu na jego rozmiar i koszty społeczne. Depresja stanowi grupę różnych stanów chorobowych, a do jej najbardziej charakterystycznych objawów należą smutek, niemożność odczuwania przyjemności oraz brak energii prowadzący do wzmożonej męczliwości i zmniejszenia aktywności. Mogą jej także towarzyszyć zaburzenia snu, myśli samobójcze, lęk, poczucie winy itd. [1].

Depresja jest jedną z głównych przyczyn niepełnosprawności zawodowej, dotykając na całym świecie prawie 300 mln osób, co stanowi 5% populacji (w Ameryce Północnej i Europie ten odsetek jest wyższy) [2,3]. Choroba ta jest także związana z wysoką śmiertelnością i zachorowalnością na inne schorzenia [4]. Jej przewlekły charakter ma znaczące konsekwencje ekonomiczne i społeczne, co powoduje, że znajduje się ona na 3 miejscu wśród kobiet i 5 wśród mężczyzn w globalnym obciążeniu chorobami w odniesieniu do lat przeżytych z niepełnosprawnością (*disability-adjusted life-years*) [5]. Ponadto szacuje się, że do 2030 r. depresja stanie się główną przyczyną obciążenia chorobami w państwach o wysokim dochodzie brutto [6].

Ogólne koszty depresji można podzielić na bezpośrednie koszty medyczne (tj. koszty opieki zdrowotnej, np. leczenia farmakologicznego, pobytu w szpitalu), koszty niemedyce (np. wydatki własne pacjentów, takie jak lekarstwa lub koszt dojazdów do placówek ochrony zdrowia) oraz koszty pośrednie, które wynikają ze zmniejszonej produktywności chorego pracownika z powodu absencji chorobowej lub prezentyzmu, czyli obecności w pracy, ale bez wydajności.

W Polsce koszty pośrednie depresji ponoszone przez Zakład Ubezpieczeń Społecznych (ZUS) są prawie 3-krotnie wyższe niż koszty medyczne ponoszone przez Narodowy Fundusz Zdrowia [7]. Także wyniki badań światowych potwierdzają, że absencje spowodowane depresją są długotrwałe [8], a powrót po nich do pracy jest z tego powodu istotnie trudniejszy, stąd chorzy na depresję częściej niż osoby z innymi schorzeniami wypadają trwale z rynku pracy [9,10]. Ponadto nawet jeśli osoby z depresją wracają do pracy, ich wydajność jest znacząco niższa w porównaniu z tą, która charakteryzuje zdrowych pracowników. Powszechne jest także wśród tych osób zjawisko prezentyzmu. Łącznie powoduje to wymierne straty finansowe przedsiębiorstw zatrudniających takie osoby [11].

Zakład Ubezpieczeń Społecznych podaje, że w 2019 r. w Polsce prawie 8 mln osób (ok. 25% populacji) cierpiało na zaburzenia i problemy ze zdrowiem psychicznym, w tym u ok. połowy z nich (ok. 13%) były to zaburzenia depresyjne [12]. Z kolei w 2020 r. ZUS raportował wzrost zaburzeń depresyjnych w stosunku do roku 2019, wskazując na zwiększenie się liczby zarówno wystawionych zaświadczeń z tytułu depresji (tj. epizodu depresyjnego lub zaburzeń depresyjnych nawracających) o 21,3%, jak i dni absencji z tego powodu o 30,4% [13].

Znaczący wzrost tych wskaźników nastąpił po wybuchu pandemii COVID-19. Pierwszy okres jej trwania był bowiem związany z wysokim lękiem przed nieznanymi jeszcze skutkami zakażenia, znaczącą koncentracją mediów na tym problemie, a także powszechnymi restrykcjami związanymi z ograniczeniem rozprzestrzeniania się wirusa obejmującymi stosowanie ścisłej izolacji społecznej. Do obaw o zdrowie własne i własnej rodziny dołączał się strach o utrzymanie zatrudnienia spowodowany *lockdownem* lub ograniczeniami działalności wielu firm, a nawet ich upadku, na rynku pracy w tym czasie.

Z badań prowadzonych zarówno w Europie, jak i w państwach pozaeuropejskich wynika, że w tym okresie obserwowano znaczące pogorszenie wskaźników zdrowia psychicznego, w tym występowania depresji. W przeprowadzonej w 2020 r. metaanalizie takich badań obejmujących populacje Chin, Hiszpanii, Włoch, Iranu, USA, Turcji, Nepalu i Danii [14] wykazano znaczące średnie wzrosty poziomu lęku (z 6,33% przed pandemią do 50,9% po jej wybuchu), zespołu stresu pourazowego (z 7% do 53,8%), stresu (z 8,1% do 81,9%) i depresji (z 14,6% do 48,3%). Autorzy tej metaanalizy wskazali także istotne czynniki ryzyka tych zaburzeń, którymi okazały się: płeć żeńska, młody wiek ( $\leq 40$  lat), obecność chorób przewlekłych, w tym szczególnie problemów psychicznych, bezrobocie, status studenta oraz częste korzystanie z mediów społecznościowych lub śledzenie wiadomości dotyczących COVID-19. Dodatkowo polskie dane wskazują na to, że istotnym czynnikiem ryzyka zaburzeń depresyjnych u osób pracujących może być także rodzaj zatrudnienia [15].

Poza danymi gromadzonymi przez ZUS w Polsce dostępnych jest niewiele aktualnych informacji na temat występowania zaburzeń depresyjnych wśród osób pracujących, szczególnie w ujęciu podłużnym podczas pandemii COVID-19 [16,17]. Jedynie pojedyncze badania dostarczają informacji na ten temat w tej grupie osób i związku tych problemów z warunkami pracy [18].

Celem niniejszego artykułu było uzupełnienie danych na temat występowania zaburzeń depresyjnych w populacji pracujących Polaków w okresie pandemii COVID-19 w porównaniu z okresem sprzed pandemii, a także sprawdzenie, czy takie cechy sytuacji zawodowej pracownika jak poziom wykształcenia, rodzaj wykonywanej pracy (fizyczna, umysłowa, umysłowo-fizyczna) i rodzaj umowy o pracę (umowa o pracę na czas określony, umowa o pracę na czas nieokreślony, umowa tymczasowa, umowa zlecenie lub o dzieło oraz samozatrudnienie) różnią istotnie osoby pracujące pod względem doświadczania depresji w tym czasie.

## MATERIAŁ I METODY

Badanie miało charakter podłużny i zostało zrealizowane w 2 turach – od stycznia do lutego 2021 r. (w tym pomiarze brało udział 1359 pracowników) oraz od stycznia do lutego 2022 r. (w tej turze wzięło udział 1112 respondentów). Osoby badane były zatrudnione we wszystkich województwach w Polsce, wykonywały pracę zarówno fizyczną, jak i umysłową oraz umysłowo-fizyczną w różnych zawodach reprezentujących większość sekcji Polskiej Klasyfikacji Działalności.

Dobór próby badawczej był kwotowo-celowy, w którym kwoty wyznaczono na podstawie rodzaju umowy o pracę (na czas określony, na czas nieokreślony, umowa tymczasowa, umowa zlecenie / o dzieło lub samozatrudnienie), płci, wieku i sektora zatrudnienia. Badanie przeprowadzono z udziałem firmy ankietarskiej, której ankieterzy dobierali badanych według wymienionych kryteriów z własnej bazy respondentów. Zastosowano metodę PAPI (*pen and pencil interview*) z użyciem kwestionariusza, który zawierał pytania dotyczące sytuacji społeczno-zawodowej badanej grupy pracowników, w tym wieku, płci, poziomu wykształcenia, rodzaju wykonywanej pracy, sektora zatrudnienia, rodzaju umowy o pracę, a także występowania depresji. Kwestionariusze były przekazywane przez ankieterów respondentom do samodzielnego wypełnienia. Po zakończeniu badania kwestionariusze były umieszczane w kopertach i opisywane – dla zachowania anonimowości – indywidualnym kodem przypisanym każdemu z respondentów. Wszyscy badani wyrażali swoją pisemną zgodę na dobrowolny udział w 2-krotnie przeprowadzonym badaniu.

Poziom depresji badano za pomocą standardowego kwestionariusza *Patient Health Questionnaire PHQ-9* (PHQ-9) [19], który jest rekomendowanym przez

Instytut Psychiatrii i Neurologii (IPiN) narzędziem do badań przesiewowych tej choroby. W kwestionariuszu badany odpowiada na 9 pytań dotyczących swojego samopoczucia, używając 4 kategorii odpowiedzi (od 0 – „wcale mi nie dokuczały” do 3 – „niemal codziennie”). Ogólny wynik mieszczący się w przedziale 0–4 oznacza brak depresji, 5–9 – łagodną depresję, 10–14 – umiarkowaną depresję, 15–19 – umiarkowanie ciężką depresję, a wyniki >20 świadczą o ciężkiej depresji.

Uczestnicy badania oceniali wszystkie wyżej wymienione aspekty z perspektywy 3 okresów:

- retrospektywnie – 6 mies. przed wystąpieniem pandemii,
- I pomiar – styczeń–luty 2021 r.,
- II pomiar – styczeń–luty 2022 r.

Diagnoza dokonywana 6 mies. przed wybuchem pandemii COVID-19 nie była pomiarem rzeczywistym, stąd omówione w dalszej części artykułu wyniki odnoszące się do tego pomiaru należy traktować z dużą ostrożnością.

Badanie zostało zaakceptowane przez Komisję Bioetyczną przy Instytucie Psychiatrii i Neurologii w Warszawie. Było prowadzone zgodnie z zasadami Deklaracji Helsińskiej, a badani pisemnie potwierdzali swoją zgodę na udział w tych badaniach.

Wyniki analizowano, używając pakietu SPSS 24 z zastosowaniem 1-czynnikowej (z czynnikiem głównym – „czas”) i 2-czynnikowej analizy wariancji z powtarzanym pomiarem. Istotność różnic pomiędzy grupami w zależności od płci respondentów, ich wieku (grupy wiekowe), poziomu wykształcenia, rodzaju wykonywanej pracy, a także rodzaju umowy o pracę sprawdzano przy zastosowaniu analizy a posteriori (*post hoc*) oraz *a priori* (kontrasty).

## WYNIKI

Poniżej przedstawiono charakterystykę badanej próby (dane z I i II pomiaru) z uwzględnieniem sytuacji społeczno-zawodowej badanej grupy pracowników pracujących na podstawie różnych form zatrudnienia (tabela 1). Część osób, które brały udział w I pomiarze, zrezygnowała z udziału w II pomiarze lub była niedostępna w momencie jego przeprowadzania.

Analiza wyników z użyciem testu istotności różnic t-Studenta wykazała brak istotnych różnic w poziomie depresji ( $t = -1,55$ ,  $p = 0,121$ , n.i.) pomiędzy osobami, które nie uczestniczyły w II pomiarze badania („odpadły” z II pomiaru), a tymi, które zostały zbadane w II pomiarze.

**Tabela 1.** Charakterystyka grupy badanych polskich pracowników w latach 2019–2022  
**Table 1.** Sample characteristic of Polish workers in 2019–2022

Zmienna Variable	Badani Participants			
	pomiar I measurement I (N = 1359)		pomiar II measurement II (N = 1112)	
	n	%	n	%
Demograficzna / Demographic				
płeć / gender				
kobieta / women	694	51,1	577	51,9
mężczyzna / men	665	48,9	535	48,1
wiek / age				
18–29 lat / years	330	24,3	232	20,9
30–40 lat / years	393	28,9	326	29,3
41–50 lat / years	324	23,8	283	25,4
51–70 lat / years	312	23,0	271	24,4
Wykształcenie / Education				
podstawowe i zawodowe / primary	259	19,1	217	19,5
średnie / secondary	446	32,8	357	32,1
policealne / post-secondary	143	10,5	113	10,2
wyższe / higher	511	37,6	425	38,2
Praca / Work				
sektor / sector				
prywatny / private	754	55,5	595	53,5
publiczny / public	605	44,5	517	46,5
rodzaj / type				
umysłowa / mental	551	40,5	457	41,1
fizyczna / physical	443	32,6	345	31,0
fizyczno-umysłowa / physical-mental	365	26,8	310	27,9
rodzaj umowy / contract type				
czas nieokreślony / permanent	322	23,7	234	21,0
czas określony / fixed-term	325	23,9	231	20,8
umowa tymczasowa / temporary	224	16,5	218	19,6
umowa zlecenie / short-term	231	17,0	212	19,1
samoatrudnienie / self-employment	257	18,9	217	19,5

Pomiar I / Measurement I – styczeń–luty 2021 / January–February 2021.

Pomiar II / Measurement II – styczeń–luty 2022 / January–February 2022.

Ostatecznie w obydwu pomiarach uczestniczyło 577 (51,9%) kobiet i 535 (48,1%) mężczyzn. Wiek badanych pracowników zawierał się w przedziale 18–70 lat. Średnia wieku wynosiła 39,9 roku.

Największą grupę badanych stanowiły osoby w wieku 30–40 lat (29,3%, N = 326). Nieznacznie mniej liczne były grupy wiekowe w wieku 41–50 lat (25,4%,

N = 283), 51–70 lat (24,4%, N = 271) i 18–29 lat (20,9%, N = 232).

Największy odsetek ankietowanych pracowników miał wykształcenie wyższe – 38,2% (N = 425). Wykształcenie średnie wskazało 32,1% badanych (N = 357). Blisko co piąta badana osoba (19,5%) miała wykształcenie podstawowe lub zawodowe (N = 217).

Najmniejsza grupa badanych (10,2%) legitymowała się wykształceniem policealnym (N = 113).

Nieznaczna przewaga osób zatrudnionych w sektorze prywatnym wynika z naturalnej charakterystyki rynku pracy w Polsce, gdzie więcej osób jest zatrudnionych przez sektor prywatny. W badaniach brało udział 53,5% osób pracujących w sektorze prywatnym (N = 595) oraz 46,5% osób zatrudnionych w sektorze publicznym (N = 517).

Udział osób pracujących umysłowo wyniósł 41,1% (N = 457), pracujących fizycznie – 31,0% (N = 345), a 27,8% osób wykonywało pracę fizyczno-umysłową (N = 310).

Wśród badanych 20,8% osób było zatrudnionych na podstawie umowy o pracę na czas określony (N = 231), 21,0% osób zatrudnionych na podstawie umowy o pracę na czas nieokreślony (N = 234), 19,5% osób samozatrudnionych / prowadzących własną działalność gospodarczą (N = 217), 19,1% osób pracujących na podstawie umowy zlecenia / o dzieło (N = 212) oraz 19,6% badanych zatrudnionych na umowę tymczasową (N = 218).

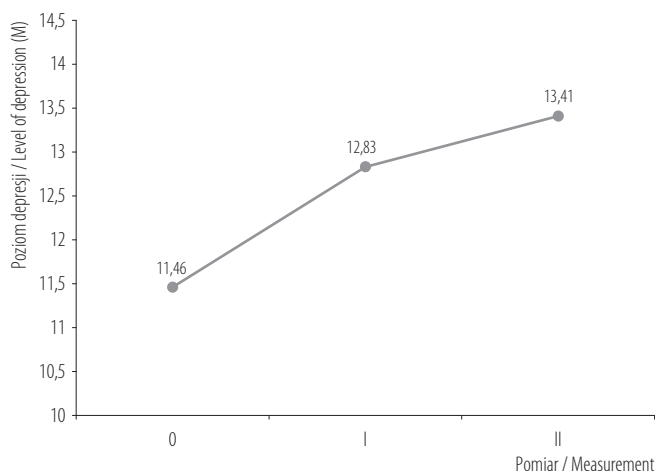
### Wyniki dotyczące depresji przed wybuchem pandemii oraz w trakcie jej trwania

Wyniki 1-czynnikowej analizy wariancji, w której czynnikiem głównym był czas / pomiar badania, ujawniły, że poziom depresji zmieniał się istotnie na przestrzeni lat 2019–2022 ( $F(2, 1110) = 125,957, p < 0,000, h^2 = 0,18$ ). Oznacza to, że poziom depresji był większy w roku 2022 ( $M_2 = 13,41$ ) wobec roku 2021 ( $M_1 = 12,83$ ), a także wobec poziomu deklarowanego przed wybuchem pandemii ( $M_0 = 11,46$ ) (rycina 1).

W odniesieniu do kategorii depresji wyniki analizy ANOVA także potwierdziły istotny efekt czasu ( $F(2, 1110) = 49,55, p < 0,001, h^2 = 0,082$ ). Analiza efektów *post hoc* wykazała, że wraz z wybuchem pandemii COVID-19, a także w trakcie jej trwania istotnie zmniejszył się odsetek osób doświadczających łagodnej postaci depresji (pomiar 0 – 55,3%, pomiar I – 47,1%, pomiar II – 25,4%), a z kolei znacząco zwiększył się poziom depresji o nasileniu umiarkowanym (odpowiednio, 31,7%, 31,8% i 47,6%), umiarkowanie ciężkim (odpowiednio, 9,1%, 14,7% i 20,5%) i ciężkim (odpowiednio, 3,5%, 5,7% i 6,4%) (rycina 2).

### Wyniki dotyczące poziomu depresji w zależności od płci, kategorii wiekowej, poziomu wykształcenia, rodzaju pracy i rodzaju umowy o pracę

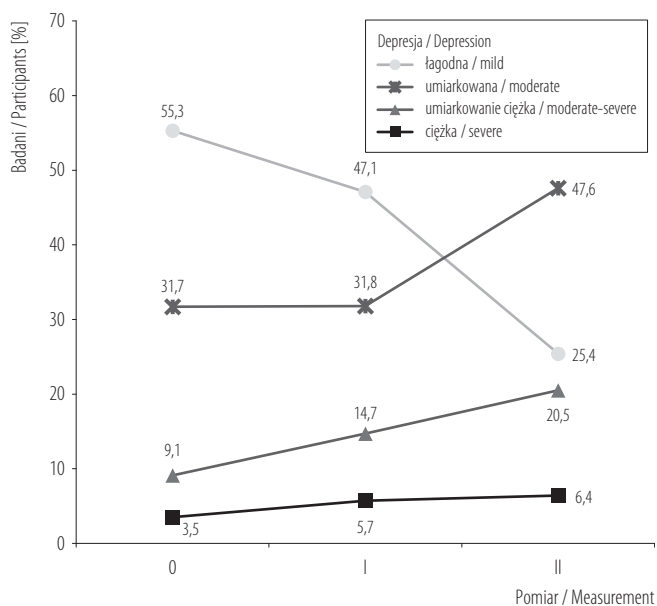
Wyniki 2-czynnikowej analizy wariancji (ANOVA) dla danych z powtarzanymi pomiarami, gdzie czynnikiem



0 – 6 mies. przed wybuchem pandemii / 6 months before the outbreak of the pandemic, I – styczeń 2021 / January 2021, II – styczeń 2022 / January 2022.  
PHQ-9 – kwestionariusz Patient Health Questionnaire PHQ-9.

**Rycina 1.** Średni poziom depresji (PHQ-9, 0–27) wśród polskich pracowników, 2019–2022

**Figure 1.** Average level of depression (PHQ-9, 0–27) among Polish workers, 2019–2022



0 – 6 mies. przed wybuchem pandemii / 6 months before the outbreak of the pandemic, I – styczeń 2021 / January 2021, II – styczeń 2022 / January 2022.

**Rycina 2.** Odsetek polskich pracowników doświadczających poszczególnych kategorii depresji, 2019–2022

**Figure 2.** Percent of Polish workers experiencing particular categories of depression, 2019–2022

wewnątrzgrupowym był czas / pomiar badania, a międzygrupowym były płeć, wiek, wykształcenie, rodzaj pracy i rodzaj umowy o pracę, przedstawiono w tabeli 2.

W odniesieniu do płci badanych wyniki 2-czynnikowej analizy wariancji z powtarzanymi pomiarami ujawniły istotne efekty zarówno czasu / pomiaru

**Tabela 2.** Wyniki istotności różnic w I i II pomiarze poziomu depresji w zależności od płci, kategorii wiekowej, poziomu wykształcenia, rodzaju pracy i rodzaju umowy o pracę (N = 1112) wśród polskich pracowników w latach 2021–2022  
**Table 2.** Results of significance of differences in I and II depression level measurement depending on gender, age category, level of education, type of work and type of employment contract (N = 1112) among Polish workers in 2021–2022

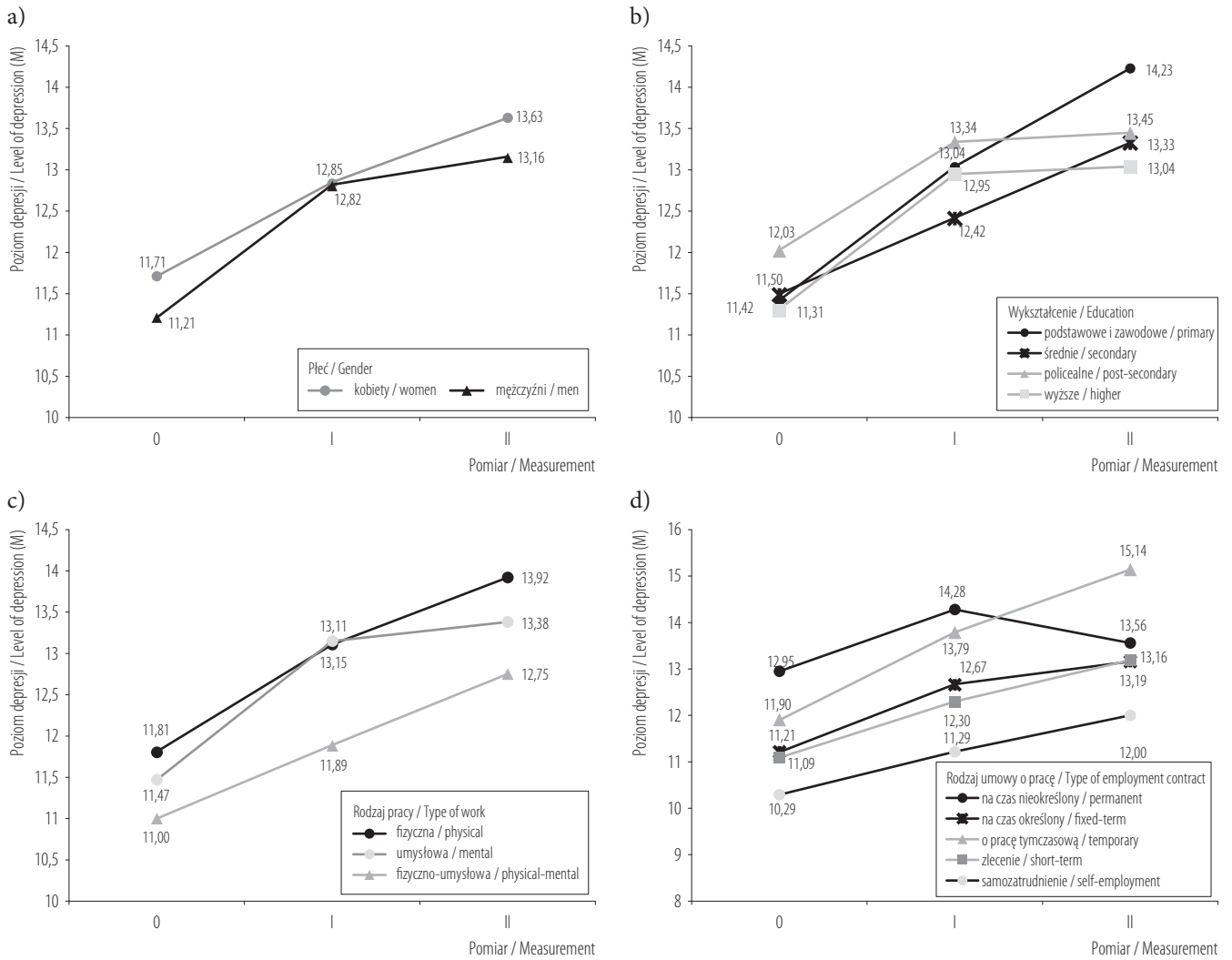
Zmienna Variable	F	P	Częstkowe $h^2$ Partial $h^2$
<b>Płeć / Gender</b>			
czas / time	126,41	0,001	0,19
płeć / gender	28,40	0,01	0,12
czas × płeć / time × gender	4,12	0,01	0,08
<b>Wiek / Age</b>			
czas / time	12,62	0,001	0,011
wiek / age	2,26	0,79	0,006
czas × wiek / time × age	0,29	0,53	0,000
<b>Wykształcenie / Education</b>			
czas / time	17,87	0,001	0,022
wykształcenie / education	6,71	0,010	0,005
czas × wykształcenie / time × education	2,76	0,037	0,009
<b>Rodzaj pracy / Type of work</b>			
czas / time	1,913	0,142	0,000
rodzaj pracy / type of work	3,915	0,02	0,003
czas × rodzaj pracy / time × type of work	7,69	0,001	0,02
<b>Sektor / Sector</b>			
czas / time	0,110	0,740	0,000
sektor / sector	1,29	0,19	0,001
czas × sektor / time × sector	1,561	0,210	0,003
<b>Umowa o pracę / Type of contract</b>			
czas / time	11,74	0,000	0,013
rodzaj umowy o pracę / type of contract	15,89	0,000	0,054
czas × umowa o pracę / time × type of contract	6,30	0,000	0,021

( $F(1, 564) = 126,41$ ,  $p < 0,001$ ,  $h^2 = 0,19$ ), jak i płci badanych ( $F(1, 564) = 28,40$ ,  $p < 0,01$ ,  $h^2 = 0,12$ ) oraz interakcji czasu i płci na poziom depresji ( $F(1, 564) = 4,12$ ,  $p < 0,01$ ,  $h^2 = 0,08$ ). Wraz z wybuchem pandemii, a także w 2021 r. zarówno u kobiet ( $M_0 = 11,71$ ,  $M_1 = 12,85$ ,  $M_2 = 13,63$ ), jak i u mężczyzn istotnie podwyższył się poziom tej zmiennej ( $M_0 = 11,21$ ,  $M_1 = 12,82$ ,  $M_2 = 13,16$ ). W przypadku kobiet wzrost ten zaobserwowany w II pomiarze był jednak bardziej znaczący niż w przypadku mężczyzn (rycina 3a). Mężczyźni zareagowali na pandemię takim samym wzrostem depresji, ale u kobiet utrzymywał się on z tendencją wzrostową do początku 2022 r.

Analizy dotyczące wieku badanych ujawniły, że we wszystkich 4 grupach wiekowych (18–29 lat, 30–40 lat, 41–50 lat, 51–70 lat) nastąpił wzrost poziomu depre-

sji w latach 2019–2022 ( $F(3, 562) = 12,626$ ,  $p < 0,001$ ,  $h^2 = 0,011$ ), ale wiek nie był istotnym czynnikiem różniącym ten wzrost ( $F = 0,29$ , n.i.).

W odniesieniu do poziomu wykształcenia (4 poziomy: 1 – podstawowe/zawodowe, 2 – średnie, 3 – policealne, 4 – wyższe) wykazano 3 istotne efekty: efekt główny czasu/pomiaru ( $F(1, 562) = 17,87$ ,  $p < 0,002$ ,  $h^2 = 0,022$ ), efekt poziomu wykształcenia ( $F(3, 562) = 6,71$ ,  $p < 0,01$ ,  $h^2 = 0,005$ ) i efekt interakcji czas/pomiar oraz poziom wykształcenia ( $F(3, 562) = 2,764$ ,  $p < 0,037$ ,  $h^2 = 0,009$ ). Testy *post hoc* wskazują na to, że w II pomiarze osoby z wykształceniem podstawowym ( $M_2 = 14,23$ ) cechowały się istotnie wyższym poziomem depresji niż osoby z wykształceniem średnim ( $M_2 = 13,33$ ), policealnym ( $M_2 = 13,45$ ) lub wyższym ( $M_2 = 13,04$ ) (rycina 3b).



PHQ-9 – kwestionariusz Patient Health Questionnaire PHQ-9.

**Rycina 3.** Poziom depresji (PHQ-9, 0–27) 6 mies. przed wybuchem pandemii oraz w jej trakcie w zależności od: a) płci, b) poziomu wykształcenia, c) rodzaju wykonywanej pracy i d) rodzaju umowy o pracę  
**Figure 3.** Depression level (PHQ-9, 0–27) 6 months before and during the pandemic by a) gender, b) the level of education and c) the type of work performed, and d) the type of employment contract

Istotne efekty czasu i zmiennych związanych z pracą zaobserwowano w odniesieniu do rodzaju wykonywanej pracy (umysłowa, fizyczna, fizyczno-umysłowa) (rycina 3c) oraz rodzaju umowy o pracę (umowa o pracę na czas określony, umowa o pracę na czas nieokreślony, umowa tymczasowa, umowa zlecenie / o dzieło oraz samozatrudnienie) (rycina 3d).

W odniesieniu do pierwszej zmiennej ujawniono istotny efekt nie tyle czasu/pomiaru ( $F(1, 563) = 1,913, p < 0,142, h^2 = 0,0003$ ), ile rodzaju pracy ( $F(2, 1109) = 3,96, p < 0,02, h^2 = 0,003$ ) oraz interakcji czasu oraz rodzaju pracy ( $F(2, 563) = 7,69, p < 0,001, h^2 = 0,02$ ). Okazało się mianowicie, że o ile osoby wykonujące każdy uwzględniony rodzaj pracy raportowały wzrost poziomu depresji w II pomiarze, o tyle te z nich, które pracowały

fizycznie, cechowały się istotnie wyższym poziomem badanej zmiennej ( $M_2 = 13,92$ ) niż pracownicy umysłowi ( $M_2 = 13,38$ ), a także ci, którzy wykonywali pracę fizyczno-umysłową ( $M_2 = 12,75$ ).

Nie wykazano natomiast żadnych istotnych różnic w poziomie depresji pomiędzy osobami zatrudnionymi w sektorze publicznym i prywatnym ( $F(1, 564) = 0,110, p < 0,740, h^2 = 0,000$ ) w latach 2021–2022, ani też sektor nie miał istotnego ( $F(1, 564) = 1,561, p < 0,210, h^2 = 0,003$ ) znaczenia ze względu na zmiany w poziomie depresji pod wpływem upływu czasu.

Analizowano 5 rodzajów umów o pracę: na czas określony, na czas nieokreślony, umowy zlecenie / o dzieło, umowy tymczasowe i samozatrudnienie. Istotne różnice stwierdzono w poziomie depresji w zależności

od interakcji czasu ( $F(1, 561) = 11,74, p < 0,000, h^2 = 0,013$ ), rodzaju umowy o pracę ( $F(4, 561) = 15,89, p < 0,000, h^2 = 0,054$ ) oraz interakcji czasu i rodzaju umowy o pracę ( $F(4, 561) = 6,30, p < 0,000, h^2 = 0,021$ ) (rycyna 3d). Analiza kontrastów pokazuje, że podczas II pomiaru w trakcie rozwoju pandemii istotny wzrost depresji utrzymywał się wśród pracowników posiadających umowy o pracę: na czas określony ( $M_1 = 12,67, M_2 = 13,19$ ), umowy tymczasowe ( $M_1 = 13,79, M_2 = 15,14$ ), umowy o dzieło ( $M_1 = 12,30, M_2 = 13,16$ ), a także wśród osób samozatrudnionych ( $M_1 = 11,29, M_2 = 12,00$ ).

Wśród osób na umowach stałych poziom depresji w II pomiarze obniżył się znacząco w stosunku do wcześniejszego okresu ( $M_1 = 14,28, M_2 = 13,56$ ). Testy *post hoc* wykazały istotne różnice pod tym względem pomiędzy pracownikami zatrudnionymi na umowach tymczasowych a grupą osób pracujących na podstawie umów na czas nieokreślony, umów o dzieło/zlecenie oraz osób samozatrudnionych.

## OMÓWIENIE

Chociaż w przygotowanej do badań ankiecie nie było żadnych pytań o pandemię COVID-19 (w tym czasie nie było o niej jeszcze wiadomo), czas ich przeprowadzania przypadkowo zbiegł się z jej wybuchem. Początkowym celem badania było zatem sprawdzenie, jakie są wskaźniki depresji w populacji osób pracujących ze względu na ich sytuację zawodową. Otrzymane wyniki – niezależnie od intencji autorów badań – ujawniają jednak niewątpliwą wpływ pandemii na poziom zaburzeń depresyjnych zaobserwowany w tym badaniu.

Ponadto interesującym wynikiem tego badania jest to, że pandemia wpłynęła nie tylko na dynamikę, ale także na jakość zmian w poziomie tych zaburzeń w ciągu obserwowanego czasu. Poza systematycznym, średnim wzrostem poziomu depresji towarzyszącym wybuchowi pandemii zaobserwowano także, że zaburzenie to przybrało ostrzejszą postać. Wraz z wybuchem pandemii, a także w jej trakcie zmniejszył się bowiem odsetek osób doświadczających łagodnej postaci depresji, a znacząco wzrósł odsetek osób z umiarkowanym, umiarkowanie ciężkim oraz ciężkim nasileniem depresji. Oznacza to, że pandemia mogła spowodować zaostrenie objawów depresyjnych u osób, które wcześniej doświadczały ich w łagodnej postaci.

Wykazano mianowicie, że przed wybuchem pandemii 25,5% badanych cierpiało na zaburzenia depresyjne (przy zastosowaniu punktu odcięcia równego 12 w skali PHQ-9), w szczególności 55,3% osób doświadczało depresji łagodnej, 31,7% – umiarkowanej,

9,1% – umiarkowanie-ciężkiej i 6,4% – ciężkiej. Dla porównania zespół badaczy z IPiN ocenił w 2019 r. częstość występowania objawów depresji za pomocą tego samego narzędzia – PHQ-9 – i wykazał je w porównywalnej grupie osób pracujących na poziomie 32,1%, z czego u 21,8% osób wystąpiły objawy depresji o nasileniu łagodnym, u 7,5% – umiarkowanym, a u 2,7% – ciężkim [20]. Wyższy wskaźnik osób z depresją w badaniach IPiN wynika z tego, że do tej grupy osób zostały przypisane także osoby z łagodną postacią tej choroby. Ponadto należy jednak przypomnieć wspomnianą już informację o tym, że w niniejszych badaniach pomiar dotyczący roku 2019 r. (6 mies. przed wybuchem pandemii) miał charakter retrospektywny, nie był zatem pomiarem rzeczywistym. Dane, które w przeprowadzonych analizach określa się jako pomiar 0, należy zatem traktować z dużą ostrożnością.

Dwa kolejne pomiary odbywały się już w czasie rzeczywistym i świadczą o tym, że na początku 2022 r. 46,1% osób badanych cierpiało na zaburzenia depresyjne (z zastosowaniem punktu odcięcia na poziomie 12 pkt), 25,4% – doświadczało depresji łagodnej, 47,6% – depresji umiarkowanej, 20,5% – depresji umiarkowanie ciężkiej, a 6,4% – depresji ciężkiej. Oznacza to, że w latach 2019–2021 zwiększył się nie tylko odsetek osób doświadczających depresji, ale także u większej liczby osób depresja przybrała cięższą postać.

Dla porównania raportowane w 2020 r. dane pochodzące z populacji hiszpańskiej wskazują na to, że 18,7% badanych osób przekroczyło punkt odcięcia na skali depresji (PHQ-9) [21], w populacji włoskiej okazało się, że 67,3% badanych cechowało się umiarkowanym poziomem depresji, 17% – znajdowało się w przedziale wysokim, a 15,4% – w przedziale skrajnie wysokim [22]. Wyniki z populacji ogólnej Chin dowodzą, że u >1/3 respondentów (37,1%) występowały różne formy depresji (łagodna 10,2%, umiarkowana 17,8% i ciężka 1%) [23]. Doniesienia potwierdzające wzrost wskaźników depresji zanotowano także w populacjach: duńskiej [24], amerykańskiej [25] i tureckiej [26], a także w innych niż cytowane badaniach przeprowadzonych w Chinach [27,28] i Hiszpanii [29].

Warto zwrócić uwagę na to, że zarówno dane zreferowane w tym badaniu, jak i liczby dotyczące innych populacji na świecie odnosiły się do pierwszego roku trwania pandemii COVID-19, który mógł być momentem szoku, zetknięcia się z niebezpieczeństwem wynikającym z poznanej w niewielkim stopniu choroby. Ogłoszony 20 marca 2020 r. przez polskie władze stan epidemii wiązał się z poważnymi ograniczeniami



dotyczącymi kontaktów społecznych – wprowadzono m.in. zakaz przemieszczania się (poza nielicznymi wyjątkami), gromadzenia się, przemieszczania się środkami publicznego transportu zbiorowego i pieszo, zamknięto parki, bulwary i plaże oraz zawieszono działalność saloonów fryzjerskich i kosmetycznych. Zaostrzenia te były stopniowo wycofywane do czerwca 2020 r., choć utrzymywały się w różnych regionach w zależności od liczby notowanych tam zachorowań. Praktycznie jednak do końca 2020 r. ograniczenia związane z reżimem sanitarnym dotyczyły jeszcze wielu branż, w tym edukacji, która odbywała się zdalnie.

Oprócz lęku o zdrowie samopoczucie psychiczne Polaków mogło pogarszać się z powodu izolacji od rodzin i bliskich, a także własnych środowisk zawodowych. W tym okresie zaobserwowano nasilone zjawisko samotności wśród polskich obywateli [16,17]. Dodatkowo u dużej części osób pracujących w związku z zamknięciem lub poważnym ograniczeniem działalności wielu branż wzmagala się niepewność o przyszłość zatrudnienia. Inne branże, takie jak ochrona zdrowia czy oświata, odczuwały powszechnie raportowane przeciążenie pracą. Z kolei osoby z branż zmuszonych do pracy w domu były zmuszone do nagłego przystosowania swoich mieszkań do potrzeb wykonywania obowiązków zawodowych, co było szczególnie trudne dla tych osób, które nie miały wystarczających do tego warunków mieszkaniowych.

Na tle takich państw jak Chiny, Hiszpania, Iran, Stany Zjednoczone i Pakistan inne polskie dane wskazują na najwyższe w badanej grupie państw poziomy lęku, depresji i stresu mierzone kwestionariuszem DASS-21 wśród Polaków w marcu 2020 r. [30]. Autorzy tego doniesienia uzasadniają to wyjątkowo trudną w tym czasie sytuacją w Polsce, wynikającą z poczucia osamotnienia Polaków, a także lęku przed trudnościami finansowymi wynikającymi z pandemii. Dodatkowo wskazują one na negatywny, wzbudzający niepokój przekaz medialny na temat nieprzygotowania ochrony zdrowia oraz braków kadrowych i sprzętowych w tym sektorze niezbędnych do radzenia sobie z pandemią. Uzasadnienie to potwierdza znaczący skok wskaźnika depresji zaobserwowany w latach 2019–2021 w niniejszym badaniu.

Rok 2021 mógł w Polsce przyczynić się do nieznacznej poprawy samopoczucia psychicznego naszych rodaków, raz z powodu stopniowego znoszenia drastycznych zaostrzeń obowiązujących w poprzednim roku, dwa – z powodu rozpoczęcia akcji masowych szczepień przeciwko COVID-19 dla osób dorosłych. W kwietniu 2021 r. zezwolono na otwarcie przedszkoli i żłobków, w maju 2021 r. w związku ze spadkiem liczby zakażeń

zniesiono większość obostrzeń. Na początku czerwca 2021 r. cała gospodarka została „poluzowana”.

Odsetek osób doświadczających depresji mierzonej na początku 2022 r. podwyższył się co prawda do poziomu >60% w populacji ogólnej osób pracujących, ale wśród niektórych spośród badanych grup rósł już znacznie wolniej niż we wcześniejszym okresie albo utrzymywał się na poziomie podobnym do tego z 2021 r. Może to wskazywać na pewne oswojenie się obywateli z zaistniałą sytuacją, a także na to, że pogorszone samopoczucie miało ciągle związek z lękiem o zdrowie, ale w mniejszym stopniu z lękiem finansowym w grupach osób o wyższym kapitale społecznym.

Utrzymywanie się rosnącego trendu w odniesieniu do depresji zaobserwowano w grupie pracujących kobiet, które w większości badań wypadają gorzej pod tym względem na tle mężczyzn [31]. Wyższe poziomy depresji u kobiet w porównaniu z mężczyznami w ogóle, a także w okresie pandemii potwierdzono także w innych badaniach [14,20,22,26]. W Polsce jednak sytuacja pandemii i zwiększenie obciążeń wychowawczych związanych z koniecznością zorganizowania opieki dla swoich małych dzieci lub długotrwałej pomocy dzieciom uczącym się zdalnie mogły dodatkowo negatywnie wpłynąć na samopoczucie pracujących polskich matek.

Rosnący trend odczuwania depresji zaobserwowano ponadto wśród osób z niższym poziomem wykształcenia, wykonujących pracę fizyczną lub umysłowo-fizyczną. Oznacza to, że u osób z niskim poziomem wykształcenia pandemia COVID-19 mogła wywołać realny lęk o własne zatrudnienie, którego mogły nie doświadczać osoby lepiej wykształcone. Podobne dane dotyczą populacji chińskiej [28], włoskiej [22] i amerykańskiej [25].

Kolejny istotny efekt zaobserwowany w niniejszym badaniu dotyczył interakcji pandemii COVID-19 i rodzaju umowy o pracę. Okazało się mianowicie, że wraz z rozwojem pandemii odnotowano istotny wzrost depresji wśród pracowników mających różne umowy o pracę, oprócz osób pracujących na umowach stałych / / na czas nieokreślony. U tych ostatnich poziom depresji w II pomiarze obniżył się bowiem znacząco w stosunku do roku 2021. Większy lęk o finansowe zabezpieczenie życia wystąpił zatem u osób o mniej stabilnym rodzaju zatrudnienia. Jak dotąd nie opublikowano wyników badań prowadzonych w okresie pandemii COVID-19 ani tych pochodzących z innych populacji na temat związku pomiędzy depresją a rodzajem zatrudnienia.

Ogólnie można zatem stwierdzić, że wybuch pandemii COVID-19 był dla wszystkich osób pracujących w Polsce i na świecie związany ze znaczącym pogorszeniem

samopoczucia psychicznego w postaci nasilenia zaburzeń depresyjnych. W trakcie trwania pandemii tendencja ta utrzymywała się jednak jedynie w odniesieniu do pracujących kobiet i osób mniej wykształconych, charakteryzujących się mniej stabilnym rodzajem zatrudnienia.

Wydaje się zatem, że to te grupy powinny być szczególnie chronione w trudnych dla społeczeństw okresach, a także do tych osób powinny być kierowane działania profilaktyczne i prewencyjne ze strony zarówno systemu opieki zdrowotnej, jak i pracodawców zainteresowanych zatrudnianiem zdrowych i wydajnych pracowników.

Proponuje się, aby to podejście bazowało na następujących założeniach [32]:

- szybkie wykrywanie pierwszych symptomów depresji (współpraca lekarzy medycyny pracy z podstawową opieką zdrowotną),
- wprowadzenie norm i zasad dotyczących kształtowania właściwych warunków psychospołecznych i zaangażowanie pracodawców poprzez pokazanie im korzyści finansowych wynikających z przestrzegania tych norm,
- dostęp do sprawdzonych metod pomocy pracownikowi zagrożonemu depresją na poziomach indywidualnym i organizacyjnym,
- zapewnienie odpowiednich środków finansowych na stosowanie tych metod i wspieranie pracowników.

## WNIOSKI

Pandemia COVID-19 spowodowała znaczący wzrost nie tylko poziomu zaburzeń depresyjnych w populacji pracujących Polaków, ale także ciężkości tych zaburzeń. Analiza sytuacji zawodowej badanych wskazuje na to, że powodem tego zjawiska jest nie tylko lęk o zdrowie, ale także o utrzymanie się w zatrudnieniu w trudnej sytuacji gospodarczej wywołanej pandemią. Lęk ten dotyczy szczególnie osób mniej wykształconych, a także tych, których zatrudnienie ma charakter czasowy i mniej stabilny. Wniosek ten stawia poważne wyzwania dla polityki społecznej, systemów zabezpieczenia społecznego i systemu ochrony zdrowia, szczególnie wobec osób o mniejszym kapitale społecznym.

## PIŚMIENNICTWO

1. Świącicki Ł, Sienkiewicz-Jarosz H. Depresja. Poradnik dla pacjentów i nie tylko... Warszawa: Instytut Psychiatrii i Neurologii; 2019.
2. Institute of Health Metrics and Evaluation. Global Health Data Exchange (GHDx). Available form: <http://ghdx.healthdata.org/gbd-results-tool?params=gbd-api-2019-permalink/d780dffbe8a381b25e1416884959e88b>.
3. Depression and Other Common Mental Disorders: Global Health Estimates. Geneva: World Health Organization; 2017. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/254610>.
4. Read JR, Sharpe L, Modini M, Dear BF. Multimorbidity and depression: a systematic review and meta-analysis. *J Affect Disord.* 2017;221:36–46. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.06.009>.
5. Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990–2019. A systematic analysis for the global burden of disease study 2019. *Lancet* 2020;396(10258):1223–49.
6. Kessler RC. The costs of depression. *Psychiatr Clin North Am.* 2012;35(1):1–14. <https://doi.org/10.1016/j.psc.2011.11.005>.
7. Gałązka-Sobotka M, editor. Depresja – analiza kosztów ekonomicznych i społecznych. Warszawa: Uczelnia Łazarskiego; 2014.
8. Dewa CS, Thompson AH, Jacobs P. The association of treatment of depressive episodes and work productivity. *Can J Psychiatry.* 2011;56:743–50. <https://doi.org/10.1177/070674371105601206>.
9. Bültmann U, Rugulies R, Lund T, Christensen KB, Labriola M, Burr H. Depressive symptoms and the risk of long-term sickness absence: a prospective study among 4747 employees in Denmark. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2006;41(11):875–80. <https://doi.org/10.1007/s00127-006-0110-y>.
10. Dekkers-Sánchez PM, Hoving JL, Sluiter JK, Frings-Dresen MH. Factors associated with long-term sick leave in sick-listed employees: a systematic review. *J Occup Environ Med.* 2008;65(3):153–7. <http://doi.org/10.1136/oem.2007.034983>.
11. Lerner D, Henke RM. What does research tell us about depression, job performance, and work productivity? *J Occup Environ Med.* 2008;50(4):401–10. <https://doi.org/10.1097/jom.0b013e31816bae50>.
12. Zakład Ubezpieczeń Społecznych. Absencja chorobowa w 2018 r. Warszawa: Zakład Ubezpieczeń Społecznych; 2019.
13. Zakład Ubezpieczeń Społecznych. Absencja chorobowa w 2020 r. Warszawa: Zakład Ubezpieczeń Społecznych; 2019.
14. Xiong J, Lipsitz O, Nasri F, Lui LMW, Gill H, Phan L, et al. Impact of COVID-19 pandemic on mental health in the general population: A systematic review. *J Affect Disord.* 2020;(1)277:55–64. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.001>.
15. Żołnierczyk-Zreda D. Badanie skuteczności treningu uważności w poprawie zdolności do pracy osób z depresją. Raport z badania wykonanego w ramach PROGRAMU WIELOLETNIEGO pn. „Poprawa bezpieczeństwa i wa-

- runków pracy” IV etap, okres realizacji: lata 2017–2019, Część B: Program realizacji projektów w zakresie badań naukowych i prac rozwojowych. Koordynator CIOP-PIB. Warszawa: CIOP-PIB; 2019.
16. Okruszek Ł, Aniszewska-Stańczuk A, Piejka A, Wiśniewska M, Żurek K. Safe but Lonely? Loneliness, Anxiety, and Depression Symptoms and COVID-19. *Front Psychol.* 2020;4(11):579181. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.579181>.
  17. Kobos E, Knoff B, Dziejczak B, Maciąg R, Idzik A. Loneliness and mental well-being in the Polish population during the COVID-19 pandemic: a cross-sectional study. *BMJ Open* 2022;12(2):e056368. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2021-056368>.
  18. Chirkowska-Smolak T, Chumak M. Job insecurity and emotional disturbance of Polish employees during pandemic COVID-19. *Med Pr.* 2021;72(6):645–52. <https://doi.org/10.13075/mp.5893.01181>.
  19. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med.* 2001;16(9):606–13. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>.
  20. Sienkiewicz-Jarosz H, Antosik-Wójcińska A, Konopko M, Świącicki Ł, Bieńkowski P, Bucior E. Zaburzenia depresyjne u osób aktywnych zawodowo jako potencjalna przyczyna wcześniejszego zaprzestania wykonywania pracy zawodowej – rozpowszechnienie oraz społeczne, kliniczne i ekonomiczne czynniki ryzyka. Raport z badania wykonanego w ramach Programu Wieloletniego pn. „Poprawa bezpieczeństwa i warunków pracy” IV etap, okres realizacji: lata 2017–2019, Część B: Program realizacji projektów w zakresie badań naukowych i prac rozwojowych. Koordynator CIOP-PIB. Warszawa: CIOP-PIB; 2019.
  21. González-Sanguino C, Ausín B, Castellanos MA, Saiz J, López-Gómez A, Ugidos C, et al. Mental Health Consequences during the Initial Stage of the 2020 Coronavirus Pandemic (COVID-19) in Spain. *Brain Behav Immun.* 2020;87:172–76. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.05.040>.
  22. Mazza C, Ricci E, Biondi S, Colasanti M, Ferracuti S, Napoli C, et al. A Nationwide Survey of Psychological Distress among Italian People during the COVID-19 Pandemic: Immediate Psychological Responses and Associated Factors. *Int J Environ Res Public Health.* 2020;17(9):3165. <https://doi.org/10.3390/ijerph17093165>.
  23. Ahmed MZ, Ahmed O, Zhou A, Sang H, Liu S, Ahmad A. Epidemic of COVID-19 in China and associated psychological problems. *Asian J Psychiatr.* 2020;51:102092. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2020.102092>.
  24. Sønderkov KM, Dinesen PT, Santini ZI, Østergaard SD. The depressive state of Denmark during the COVID-19 pandemic. *Acta Neuropsychiatr.* 2020;32(4):226–8. <https://doi.org/10.1017/neu.2020.15>.
  25. Olagoke AA, Olagoke OO, Hughes AM. Exposure to coronavirus news on mainstream media: the role of risk perceptions and depression. *Br J Health Psychol.* 2020;25(4):865–74. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12427>.
  26. Özdin S, Özdin SB. Levels and predictors of anxiety, depression and health anxiety during COVID-19 pandemic in Turkish society: the importance of gender. *Int J Soc Psychiatry.* 2020;66(5):1–8. <https://doi.org/10.1177/0020764020927051>.
  27. Liu S, Yang L, Zhang C, Xiang Y-T, Liu Z, Hu S, et al. Online mental health services in China during the COVID-19 outbreak. *Lancet Psychiatry.* 2020;7(4):e17–8. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30077-8](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30077-8).
  28. Wang C, Pan R, Wan X, Tan Y, Xu L, Ho CS, et al. Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China. *Int J Environ Res Public Health.* 2020;17(5):1729. <https://doi.org/10.3390/ijerph17051729>.
  29. Ozamiz-Etxebarria N, Dosil-Santamaria M, Picaza-Gorrochategui M, Idoiaga-Mondragon N. Niveles de estrés, ansiedad y depresión en la primera fase del brote del COVID-19 en una muestra recogida en el norte de España. *Cad Saude Publica.* 2020;36(4):e0005402. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00054020>. Spanish.
  30. Wang C, Chudzicka-Czupala A, Tee ML, Inmaculada López Núñez M, Tripp C, Fardin MA, et al. A chain mediation model on COVID-19 symptoms and mental health outcomes in Americans, Asians and Europeans. *Sci Rep.* 2021;11(1):6481. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-85943-7>.
  31. Foa EB. Prolonged exposure therapy: past, present, and future. *Depress Anxiety.* 2011;28(12):1043–7. <https://doi.org/10.1002/da.20907>.
  32. LaMontagne AD, Martin A, Page KM, Reavley NJ, Noblet AJ, Milner AJ, et al. Workplace mental health: developing an integrated intervention approach. *BMC Psychiatry.* 2014;9(14):131. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-14-131>.