

## Modelowanie popytu na pracę w Polsce

Kamila Radlińska<sup>a</sup>, Krzysztof Jaros<sup>b</sup>, Agnieszka Jakubowska<sup>c</sup>, Anna Rosa<sup>d</sup>

**Streszczenie.** Głównym celem badania omawianego w artykule jest skonstruowanie długookresowego modelu popytu na pracę w Polsce, w którym zmiennymi objaśniającymi są przeciętne wynagrodzenie brutto i wartość dodana brutto. Dodatkowy cel stanowi identyfikacja zjawiska przechowywania pracy. Przyjęto podejście produkcyjne; wykorzystano model autoregresyjny z opóźnieniami rozłożonymi i mechanizmem korekty błędu ARDL-ECM. Parametry modelu oszacowano na podstawie danych kwartalnych o przeciętnej liczbie zatrudnionych, przeciętnym miesięcznym wynagrodzeniu brutto oraz wartości dodanej brutto za okres od I kwartału 2002 r. do IV kwartału 2018 r. Źródłem danych były publikacje Głównego Urzędu Statystycznego. Zaproponowany model szacowania popytu na pracę dotyczy zrealizowanego popytu na pracę.

W analizowanym okresie obserwowano istnienie długookresowego związku pomiędzy przeciętnym zatrudnieniem, przeciętnym miesięcznym wynagrodzeniem brutto i wartością dodaną brutto. Zatrudnienie zmniejszało się wraz ze wzrostem przeciętnego wynagrodzenia, a zwiększało się wraz ze wzrostem produkcji. Na rynku pracy odnotowano także krótkookresowe odchylenia pomiędzy wartością faktycznego zatrudnienia a zatrudnieniem wyznaczonym przez model, co wskazuje na zjawisko przechowywania pracy, jednak ze względu na niewystarczającą liczbę obserwacji trudno jest jednoznacznie je potwierdzić.

**Słowa kluczowe:** popyt na pracę, zatrudnienie, równowaga długookresowa, model ARDL-ECM, przechowywanie pracy

**JEL:** J23, J24

## Modelling labour demand in Poland

**Abstract.** The aim of the paper is to construct a long-term model of labour demand in Poland, in which the explanatory variables are the average gross salary and gross value added. Additionally, the authors attempt to detect labour hoarding. The study adopted the production approach, which used autoregressive distributed lag model with an ARDL-ECM error correction mechanism. The model parameters were estimated on the basis of quarterly data on the average number of persons employed, the average monthly gross salary and gross value added, all of which related to the period from the first quarter of 2002 to the fourth quarter of 2018. The data used in the study came from Statistics Poland publications. The proposed approach estimated the actual demand for labour.

<sup>a</sup> Politechnika Koszalińska, Wydział Nauk Ekonomicznych / Koszalin University of Technology, Faculty of Economics Sciences. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1953-3598>.

<sup>b</sup> Constans Spółka Doradztwa Podatkowego Sp. z o.o., Koszalin / Constans Tax Advisory Company Ltd., Koszalin. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5351-023X>.

<sup>c</sup> Politechnika Koszalińska, Wydział Nauk Ekonomicznych / Koszalin University of Technology, Faculty of Economics Sciences. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3610-8713>.

<sup>d</sup> Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa Polskiej Akademii Nauk / Institute of Rural and Agricultural Development of the Polish Academy of Sciences. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0247-6593>.

In the analysed period, a long-term relationship between the average employment, the average monthly gross salary and gross value added was observed. Employment was decreasing as the average salary was growing, and its increase was connected with the production growth. Moreover, short-term deviations of the value of the actual employment from the value of employment estimated by the model were observed on the labour market, which indicates labour hoarding could have been taking place. However, due to an insufficient number of observations, the occurrence of this phenomenon could not be fully confirmed.

**Keywords:** labour demand, employment, long-run equilibrium, ARDL-ECM model, labour hoarding

## 1. Wprowadzenie

Obszar zainteresowań ekonomii pracy rozszerza się, co wynika z uwarunkowań zewnętrznych, takich jak m.in. szoki egzogeniczne, a także ze wzrostu znaczenia instytucji rynku pracy i z aktywnego działania związków zawodowych. Sprzyja temu również rozwój statystyki publicznej. Do badań coraz częściej włącza się zagadnienia uelastycznienia czasu pracy (Bentolila i Saint-Paul, 1992; Goraus-Tańska i Towalewska, 2019; Wilthagen i Tros, 2004) i płacy minimalnej (Blanchard, 2005) oraz analizę produktywności pracy (Basu i Fernald, 2001; Lucas, 1970; Stansbury i Summers, 2017).

Z punktu widzenia praktyki gospodarczej i polityki rynku pracy szczególnie interesujące są badania dotyczące wykorzystania zasobów pracy w trakcie wahań koniunktury. Ważne jest przewidywanie zapotrzebowania na pracę, które uwzględnia zmiany popytu na dobra i usługi. W Polsce w latach 2002–2018 stopa bezrobocia zmniejszyła się z 20,0% do 3,9%, a aktywność zawodowa ludności wzrosła o ok. 5,2 p.proc. i na koniec 2018 r. wynosiła 70,1% (Eurostat, 2020), co przy stale rosnącej wielkości produkcji – wartość dodana brutto w 2018 r. wynosiła 161,9% wartości za 2002 r. (Główny Urząd Statystyczny [GUS], 2019a) – stanowi wyzwanie dla polityki zatrudnienia.

Popyt na pracę jest znaczącym elementem rynku pracy. W ujęciu mikroekonomicznym oznacza on zapotrzebowanie na pracowników zgłaszane przez pojedynczy podmiot gospodarczy, a w ujęciu makroekonomicznym (globalnym) – łączne zapotrzebowanie na siłę roboczą zgłaszane przez wszystkie podmioty gospodarcze w pewnym czasie i określonych warunkach. W analizach empirycznych popyt na pracę jest mierzony najczęściej jako ogólna liczba miejsc pracy oferowanych w danym czasie w gospodarce. Liczba ta stanowi sumę zajętych i wolnych miejsc pracy (Bartosik, 2011). Zajęte miejsca pracy określają zrealizowany popyt na pracę, który może być mierzony liczbą zatrudnionych, a miejsca wolne – popyt niezrealizowany. Na wolne miejsca pracy w gospodarce składają się zarówno te, które powstały w wyniku ruchu zatrudnionych, jak i nowo utworzone.

W tradycyjnym, statycznym ujęciu popyt na pracę zależy od decyzji przedsiębiorstw. Jest wyrażany liczbą zatrudnionych, jaka powinna zostać wykorzystana w procesie produkcji, z uwzględnieniem zmian marginalnego produktu i zmian cen

(Addison i in., 2014; Drożdż i Sztadynger, 2009; Romer, 2018). W długim okresie funkcja popytu na pracę jest wyznaczona przez rozwiązanie problemu optymalizacji produkcji, przy różnych założeniach funkcji produkcji, np. funkcji produkcji Cobba-Douglasa lub funkcji typu CES (Constant Elasticity of Substitution) (Lichter i in., 2015). Za pomocą modeli opartych na założeniach tradycyjnej teorii popytu na pracę szacuje się w wiarygodny sposób istotne zmienne rynku pracy, jakimi są zatrudnienie, wynagrodzenia i liczba godzin pracy.

Alternatywnym podejściem jest dynamiczne ujęcie popytu na pracę. Rozszerza ono możliwości analizy, ponieważ dotyczy wyjaśniania cykliczności produktywności pracy oraz oddziaływania i efektywności polityki protekcji zatrudnienia (Hamermesh, 1996). Analizy dynamiczne koncentrują się na koszcie dopasowania zasobu pracy (zatrudnienia) do zmian wielkości produkcji. Istotny wkład – mimo pewnych ograniczeń – wniósł Oi (1962), który wprowadził koszty częściowego dopasowania wielkości zatrudnienia do zmian wielkości produkcji i określił parametry funkcji popytu na pracę. Przeprowadzone przez niego analizy wykazały, że w amerykańskich przedsiębiorstwach koszty szkoleń i zwolnień pracowników stanowiły ok. 5,4% rocznego funduszu płac.

Początkowo badania ujmujące dynamicznie popyt na pracę zakładały gładkość dopasowań zatrudnienia do pożądanego stanu długookresowego. Późniejsze badania (Hamermesh, 1996; Varejão i Portugal, 2007; Vella, 2018) jednoznacznie dowiodły, że konieczne jest zastosowanie modelu częściowego dopasowania zatrudnienia. Poziom zatrudnienia ustala się przez rozwiązanie problemu dynamicznej optymalizacji długookresowej, w której przedsiębiorstwa maksymalizują zdyskontowaną wartość przyszłych zysków i konfrontują ją z oszacowanymi kosztami dopasowania nakładu pracy do zmian wielkości produkcji. W konsekwencji obserwuje się zjawisko przechowywania pracy, czyli nadwyżkę pracowników w okresie, kiedy koszty zwolnienia i ponownego zatrudnienia przekraczają koszty pracy, m.in. w czasie spowolnienia gospodarczego (Radlińska, 2018). W większości badań dynamicznego popytu na pracę wyłącza się z analiz czynnik kapitału. Podejście to – przyjęte również przez autorów niniejszego artykułu – należy uznać za poprawne, chociaż przy interpretacji wyników badań powinno się brać pod uwagę niejednorodność dopasowań kapitału i pracy, co jest szczególnie ważne, gdy jeden z czynników ma znaczną przewagę kosztową (Asphjell i in., 2014).

Głównym celem badania jest skonstruowanie długookresowego modelu popytu na pracę w Polsce, w którym zmiennymi objaśniającymi są przeciętne wynagrodzenie brutto i wartość dodana brutto. Dodatkowy cel stanowi identyfikacja zjawiska przechowywania pracy. Zasadnicze pytanie badawcze to: jak szybko następuje powrót popytu na pracę do równowagi długookresowej oraz jakie ma to znaczenie dla jego wahań krótkookresowych? Pytanie poboczne dotyczy przechowywania pracy i brzmi: czy zjawisko to występuje na polskim rynku pracy, a jeśli tak, to jaki jest jego poziom i jakie tendencje zmian można zaobserwować?

Przegląd literatury przedmiotu (Collewet i Sauerermann, 2017; Evans, 2019; Vella, 2018) pozwala na postawienie dwóch hipotez badawczych. Pierwsza hipoteza zakłada, że po wystąpieniu szoku egzogenicznego popyt na pracę w Polsce relatywnie szybko – w ciągu 6–8 kwartałów – powraca do równowagi długookresowej. Druga hipoteza mówi, że zjawisko przechowywania pracy w Polsce w okresie od I kwartału 2002 r. do IV kwartału 2018 r. pojawia się, gdy wartość rzeczywistego poziomu zatrudnienia przewyższa wartość określoną równaniem długookresowego popytu na pracę, przy jednoczesnym spadku produkcji.

## 2. Metoda badania

Do oszacowania popytu na pracę w gospodarce użyto kwartalnych danych o przeciętnej liczbie zatrudnionych w tysiącach osób ( $L_t$ ), przeciętnym miesięcznym wynagrodzeniu brutto w gospodarce narodowej liczonym bez wypłat nagród rocznych w złotych ( $w_t$ ) oraz wartości dodanej brutto w milionach złotych ( $Y_t$ ). Zmienne dotyczące przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto oraz wartość dodaną brutto wyrażono w cenach bieżących.

Źródłem danych były publikacje GUS. Przeciętna liczba zatrudnionych oraz przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w gospodarce narodowej pochodzą z kolejnych edycji publikacji *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej* (GUS, 2005, 2006b, 2007b, 2008b, 2009b, 2010c, 2011b, 2012b, 2013b, 2014, 2015b, 2016b, 2017b, 2018, 2019b), a wartość dodana brutto – z kolejnych edycji publikacji *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto* (GUS, 2006a, 2007a, 2008a, 2009a, 2010a, 2011a, 2012a, 2013a, 2015a, 2016a, 2017a, 2019a). Zgodnie z metodologią przyjętą przez GUS informacje o zatrudnieniu dotyczą: liczby zatrudnionych w podmiotach gospodarki narodowej, bez podmiotów gospodarczych o liczbie pracujących do dziewięciu osób, rolnictwa indywidualnego, osób zatrudnionych poza granicami kraju, zatrudnionych w organizacjach społecznych, politycznych, związkach zawodowych i innych oraz zatrudnionych w działalności w zakresie obrony narodowej i bezpieczeństwa publicznego. Dane o przeciętnym wynagrodzeniu miesięcznym ogółem dotyczą wszystkich podmiotów gospodarki narodowej, tzn. także jednostek o liczbie pracujących do dziewięciu osób (GUS, 2019b). Wartość dodana brutto obejmuje produkcję wyrobów i usług wszystkich sektorów własności albo sektorów instytucjonalnych lub sumę produkcji wszystkich sekcji Polskiej Klasyfikacji Działalności pomniejszoną o wartość zużycia pośredniego (GUS, 2010a). Niepełna zgodność zmiennych, wynikająca z różnej metodologii zbierania danych w statystyce publicznej, stanowi utrudnienie w interpretowaniu wyników omawianego badania. Ponadto autorzy dokonali uproszczenia polegającego na wyłączeniu z analizy niezrealizowanego popytu na pracę, podczas gdy pełna informacja o popycie na pracę powinna zawierać dane o wolnych miejscach pracy. W związku z powyższym pojęcie

szacowany popyt na pracę używane w artykule dotyczy wyłącznie zrealizowanego popytu na pracę.

Analizie poddano okres od I kwartału 2002 r. do IV kwartału 2018 r. Łącznie zgromadzono 68 pełnych obserwacji dla każdej zmiennej.

Przy szacowaniu popytu na pracę przyjęto jego ogólne uwarunkowania. Obejmują one po pierwsze warunek krańcowej produktywności: przedsiębiorstwa maksymalizują zysk, gdy marginalny produkt pracy zrównuje się ze stawką płacy, a po drugie – warunek Sheparda: popyt na pracę przy stałej produkcji jest wyznaczany przez funkcję kosztów (Addison i in., 2014). Posłużono się jednoczynnikową funkcją produkcji, w której jedyny czynnik produkcji stanowi praca. Przy założeniu, że funkcja produkcji ma postać funkcji typu CES, popyt na pracę wyraża się równaniem (Hamermesh, 1996):

$$\ln L_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_t + \alpha_2 \ln Y_t + U_t, \quad (1)$$

gdzie:

$\alpha_0$  – parametr funkcji,

$\alpha_1$  – elastyczność substytucji, która wskazuje poziom, z jakim praca zastępuje kapitał, gdy stawki płacy stają się niższe niż stopa zwrotu z kapitału;  $\alpha_1 = 1$  oznacza stałe efekty skali,

$\alpha_2$  – elastyczność zatrudnienia w odpowiedzi na zmiany produkcji,

$U_t$  – składnik losowy modelu, definiowany jako biały szum.

Równanie (1) pozwala na oszacowanie optymalnego poziomu zatrudnienia w długim okresie. Na rynku pracy obserwuje się jednak krótkookresowe odchylenia od równowagi wyznaczonej powyższym równaniem, zarówno w przypadku wahań cyklicznych, jak i odchyłeń w trakcie roku. Przedsiębiorstwa mają bowiem możliwość częściowego utrzymania pracowników w sytuacji obniżającego się popytu na dobra i usługi oraz nieproporcjonalnego zwiększenia zatrudnienia podczas wzrostu koniunktury. Gdy przedsiębiorstwo przewiduje, że zmniejszenie popytu na dobra i usługi będzie krótkotrwałe, podejmuje decyzję o niezwalnianiu pracowników, co powoduje odejście na krótki czas od popytu na pracę wyznaczonego równaniem (1). Taka decyzja może wynikać z włączenia do rachunku zysku długookresowego kosztów dopasowań związanych ze zwolnieniem pracowników w okresach spowolnienia oraz ponownego ich zatrudnienia w okresach ekspansji. Przedsiębiorstwa zatrudniają pracowników, gdy produktywność pracy jest na tyle wysoka, że pokrywa zarówno płace, jak i koszty zatrudnienia nowych pracowników, a dokonują zwolnień, gdy marginalna produktywność pracy zrównuje się ze stawką płacy i równocześnie nie pokrywa kosztów zwolnień. W takiej sytuacji warunek krańcowej produktywności pracy przyjmie postać (Hamermesh, 1996):

$$\frac{\sigma Y_t}{\sigma L_t} = w_t + c_h, \quad \text{jeżeli } L_t - L_{t-1} > 0,$$

$$\frac{\sigma Y_t}{\sigma L_t} = w_t + c_f, \quad \text{jeżeli } L_t - L_{t-1} < 0,$$
(2)

gdzie

$c_h$  i  $c_f$  to odpowiednio koszty zatrudnienia i zwolnień, w przedziale  $[w_t + c_h, w_t - c_f]$  przedsiębiorstwa nie dokonują dopasowań zatrudnienia, koszty zatrudnienia i zwolnienia pracowników są niższe niż koszty utrzymania pracowników podczas okresowych zmian produkcji.

Na decyzję przedsiębiorstwa o dopasowaniu zatrudnienia do zmian wielkości produkcji wpływa sytuacja na rynku pracy. Rezultatem zwiększonego zapotrzebowania na pracę są wolne miejsca pracy. W sytuacji wzrostu ich liczby nie należy się jednak spodziewać, że zmniejszenie produkcji będzie skutkowało natychmiastowym i proporcjonalnym spadkiem zatrudnienia. Podobnie jest w przypadku zwiększenia się liczby nowych miejsc pracy (Bartosik, 2011). Różnorodne narzędzia ekonometryczne umożliwiają włączenie dopasowań krótkookresowych. W omawianym badaniu do określenia popytu na pracę uwzględniającego krótkookresowe dopasowania zatrudnienia do zmian przeciętnego wynagrodzenia brutto oraz wartości dodanej brutto wykorzystano model autoregresyjny z opóźnieniami rozłożonymi i mechanizmem korekty błędów ARDL-ECM (ang. *autoregressive distributed lag model with error correction mechanism* – zob. Ghouse i in., 2018; Górecki, 2017). ARDL należy do grupy modeli autoregresyjnych, w których o wartości zmiennej zależnej decydują nie tylko wartości zmiennych niezależnych, lecz także jej własne opóźnienia oraz opóźnienia zmiennych niezależnych (Hahn, 2004). Dopasowanie zmian zatrudnienia do zmian przeciętnego wynagrodzenia i wartości dodanej brutto jest traktowane jako proces dynamiczny. W związku z tym przekształcone równanie (1) przyjmuje postać

$$\Delta \ln L_t^* = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_{2,i} \Delta \ln w_{t-i} + \sum_{i=1}^r \beta_{3,i} \Delta \ln Y_{t-i} +$$

$$+ \sigma_1 \ln L_{t-i} + \sigma_2 \ln w_{t-i} + \sigma_3 \ln Y_{t-i} + \varepsilon_t,$$
(3)

gdzie:

$\beta_0$  – parametr funkcji,

$\beta_{1,i}, \beta_{2,i}, \beta_{3,i}, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3$  – współczynniki równania,

$p$  – opóźnienia dla zmiennej zależnej,

$q, r$  – opóźnienia dla zmiennych niezależnych,  
 $\varepsilon_t$  – składnik losowy modelu, definiowany jako biały szum.

Oszacowanie popytu na pracę wyznaczonego równaniem (3) wymaga, aby wszystkie zmienne charakteryzowały się zintegrowaniem różnego stopnia I(0) i I(1) albo zintegrowaniem pierwszego stopnia I(0) lub I(1). Modelowanie ARDL-ECM polega na: specyfikacji modelu, wyznaczeniu optymalnej liczby opóźnień, oszacowaniu parametrów krótkookresowego modelu ARDL, wykonaniu testu Bound Cointegration i oszacowaniu parametrów ARDL-ECM, jeśli test F-Bound wykazuje kointegrację zmiennych. Wówczas dla mechanizmu ECM można wyznaczyć okres połowicznego wygaśnięcia, tj. half-life:  $hl = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1+CointEq(1))}$ , który oznacza czas, w jakim następuje powrót do równowagi długookresowej (Choi i in., 2004).

Na etapie przygotowawczym dane o przeciętnej liczbie zatrudnionych ( $L_t$ ), przeciętnym miesięcznym wynagrodzeniu brutto w gospodarce narodowej ( $w_t$ ) oraz wartości dodanej brutto ( $Y_t$ ) zostały odsezonowane i sprawdzone pod względem ich stacjonarności. Dane miały częstotliwość kwartalną, więc szeregi czasowe zmiennych zawierały składnik sezonowy. Najczęstszym sposobem postępowania z danymi o częstotliwościach mniejszych niż rok jest eliminowanie sezonowości z szeregów danych. Procedura ta powoduje wyłączenie z analizy ważnych informacji (Hamermesh, 1996; Hylleberg, 1995), jednak z uwagi na cel badania takie podejście znajduje uzasadnienie. W omawianym badaniu do wyeliminowania składnika sezonowego użyto procedury X-13 ARIMA. Obecność sezonowości szeregu zmiennych zweryfikowano za pomocą testu Kruskala-Wallisa oraz testu F. Statystyki testów przedstawiono w tabl. 1.

**Tabl. 1.** Statystyki testów Kruskala-Wallisa i F na obecność sezonowości w szeregach zmiennych

Zmienne	Statystyka Kruskala-Wallisa	Statystyka F
Przeciętne zatrudnienie ( $L_t$ ) .....	29,61* (3)	17,10** (3)
Przeciętne wynagrodzenie brutto ( $w_t$ ) .....	38,34* (3)	297,70** (3)
Wartość dodana brutto ( $Y_t$ ) .....	51,29* (3)	680,04** (3)

Uwaga. \*  $p < 0,001$  – sezonowość obecna w szeregu na poziomie istotności *ex ante* większym od lub równym 0,001. \*\*  $p < 0,0001$  – sezonowość obecna w szeregu na poziomie istotności *ex ante* większym od lub równym 0,0001. W nawiasach podano stopnie swobody.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2005, 2006a, 2006b, 2007a, 2007b, 2008a, 2008b, 2009a, 2009b, 2010a, 2010b, 2010c, 2011a, 2011b, 2012a, 2012b, 2013a, 2013b, 2014, 2015a, 2015b, 2016a, 2016b, 2017a, 2017b, 2018, 2019a, 2019b).

Wyniki testów wykazały występowanie składnika sezonowego w analizowanych szeregach zmiennych, w związku z czym wyeliminowano sezonowość i w dalszych etapach badania wykorzystano dane odsezonowane. W kolejnym kroku dokonano analizy stacjonarności zlogarytmowanych zmiennych.

Do oceny stacjonarności zmiennych użyto rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF). Jego wyniki zawiera tabl. 2.

**Tabl. 2.** Wyniki testu ADF dla odsezonowanych zmiennych

Zmienne	Poziom zmiennych I(0)	Pierwsze różnice I(1)
Przeciętne zatrudnienie ( $\ln L_t$ ) .....	-1,96 (0,61)	-4,11 (0,01)
Przeciętne wynagrodzenie brutto ( $\ln w_t$ ) .....	-1,14 (0,91)	-7,20 (0,00)
Wartość dodana brutto ( $\ln Y_t$ ) .....	-1,06 (0,92)	-10,02 (0,00)

Uwaga. W nawiasach podano empiryczny poziom istotności.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2005, 2006a, 2006b, 2007a, 2007b, 2008a, 2008b, 2009a, 2009b, 2010a, 2010b, 2010c, 2011a, 2011b, 2012a, 2012b, 2013a, 2013b, 2014, 2015a, 2015b, 2016a, 2016b, 2017a, 2017b, 2018, 2019a, 2019b).

Dla wszystkich zmiennych poziom istotności *ex post* jest niższy niż założony poziom istotności *ex ante* ( $\alpha < 0,05$ ), co pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej, zakładającej stacjonarność zmiennych. Natomiast pierwsze różnice wszystkich zmiennych okazały się stacjonarne, ponieważ wartość statystyki testu przewyższa wartość krytyczną.

Stacjonarność zmiennych na pierwszych różnicach pozwala na ich wykorzystanie do szacowania popytu na pracę za pomocą modelu ARDL-ECM. Model ARDL-ECM, poza określaniem dynamiki krótkookresowej i długookresowego związku zmiennych, wprowadza opóźnienia zarówno zmiennej zależnej, jak i zmiennych niezależnych. Założenie opóźnień w reakcji rynku pracy wynika z tego, że w warunkach obniżonej koniunktury przedsiębiorstwa – poszukując optymalnego rozwiązania – decydują się na utrzymanie zatrudnienia przez krótki okres (Strzelecki i in., 2009). Wówczas tańszym sposobem dopasowania zatrudnienia do zmian wielkości produkcji jest zmiana liczby przepracowanych godzin lub zmiana wynagrodzenia (Hamermesh, 1996; Romer, 2018; Vella, 2018).

### 3. Wyniki estymacji parametrów modelu popytu na pracę

Na podstawie danych o przeciętnym wynagrodzeniu brutto ( $\ln w_t$ ) oraz wartości dodanej brutto ( $\ln Y_t$ ) oszacowano zrealizowany popyt na pracę ( $\ln L_t^*$ ), przy założeniu że rynek pracy w okresie od I kwartału 2002 r. do IV kwartału 2018 r. pozostawał



w równowadze lub występowała na nim nadwyżka podaży pracy. Do estymacji wykorzystano model ARDL-ECM określony równaniem (3).

Na podstawie kryterium Akaike wyznaczono optymalną liczbę opóźnień dla zmiennej zależnej, tj. liczby zatrudnionych ( $\ln L_t$ ), oraz zmiennych niezależnych:  $\ln w_t$  i  $\ln Y_t$ . Optymalna liczba opóźnień dla  $\ln L_t$  wyniosła 1, dla  $\ln w_t$  – 2, a dla  $\ln Y_t$  – 0. W następnym etapie oszacowano parametry modelu ARDL (1, 2, 0) oraz wykonano test Bound Cointegration. Wyniki oszacowań zawiera tabl. 3.

**Tabl. 3.** Wyniki estymacji parametrów popytu na pracę – model ARDL (1, 2, 0)

Zmienne	Wartość współczynnika	$p$ -value
<b>Model krótkookresowy</b>		
$\ln L_t(-1)$ .....	0,959 (0,01)	0,00
$\ln w_t$ .....	0,090 (0,09)	0,30
$\ln w_t(-1)$ .....	0,154 (0,13)	0,22
$\ln w_t(-2)$ .....	-0,329 (0,09)	0,00
$\ln Y_t$ .....	0,083 (0,03)	0,00
<b>Model długookresowy</b>		
$d(\ln w_t)$ .....	-2,07 (0,33)	0,00
$d(\ln Y_t(-1))$ .....	2,02 (0,21)	0,00
$R^2$ .....	0,34	
$SEE$ .....	0,01	
$DW\ test$ .....	2,13	

Uwaga. W nawiasach podano wartości błędu standardowego.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2005, 2006a, 2006b, 2007a, 2007b, 2008a, 2008b, 2009a, 2009b, 2010a, 2010b, 2010c, 2011a, 2011b, 2012a, 2012b, 2013a, 2013b, 2014, 2015a, 2015b, 2016a, 2016b, 2017a, 2017b, 2018, 2019a, 2019b).

Wyniki oszacowań parametrów modelu ARDL oraz testu F-Bound potwierdziły występowanie długookresowego związku pomiędzy zrealizowanym popytem na pracę a przeciętnym wynagrodzeniem brutto oraz wartością dodaną brutto. Statystyka testu F-Bound pozwoliła na odrzucenie hipotezy zerowej, zakładającej brak długookresowego związku pomiędzy zatrudnieniem a przeciętnym wynagrodzeniem i wartością dodaną brutto. Wartość statystyki testu F-Bound była wyższa niż odpowiadająca jej wartość krytyczna  $I(1)$  dla  $p < 0,01$ .

W ostatnim kroku analizy oszacowano wartość wektora kointegrującego tempo powrotu do równowagi długookresowej dla modelu ARDL-ECM (1, 2, 0). Przyjmuje on wartość ujemną, istotną statystycznie, co potwierdza istnienie długookresowej

zależności między przeciętnym zatrudnieniem, przeciętnym wynagrodzeniem brutto i wartością dodaną brutto w polskiej gospodarce. Wynik oszacowania tempa powrotu do równowagi długookresowej równy  $-0,041$  przy  $p < 0,01$  określa szybkość, z jaką przeciętne zatrudnienie powraca do równowagi długookresowej. Na polskim rynku pracy tempo powrotu do równowagi długookresowej wyniosło ponad 16 kwartałów ( $hl = 16,55$ ). Uzyskany wynik nie pozwala na pozytywne zweryfikowanie hipotezy pierwszej. Po wystąpieniu szoku egzogenicznego popyt na pracę w Polsce powraca do równowagi długookresowej powoli – bo dopiero po 16 miesiącach.

Oszacowania parametrów modelu są zgodne z oczekiwaniami. W przypadku przeciętnego wynagrodzenia brutto wartość współczynnika jest ujemna i wynosi  $-2,07$  ( $p < 0,01$ ). Oznacza to, że wzrost wynagrodzeń o 1% powoduje spadek zatrudnienia o ponad 2%. W analizach empirycznych związku wynagrodzenia i zatrudnienia wyniki uzyskane dla gospodarek europejskich nie potwierdzają w sposób jednoznaczny kierunku długookresowego związku wynagrodzeń i zatrudnienia, ale przeważająca większość badań wskazuje na istnienie negatywnej zależności pomiędzy przeciętnym wynagrodzeniem a poziomem zatrudnienia (Haefke i in., 2013; Vella, 2018).

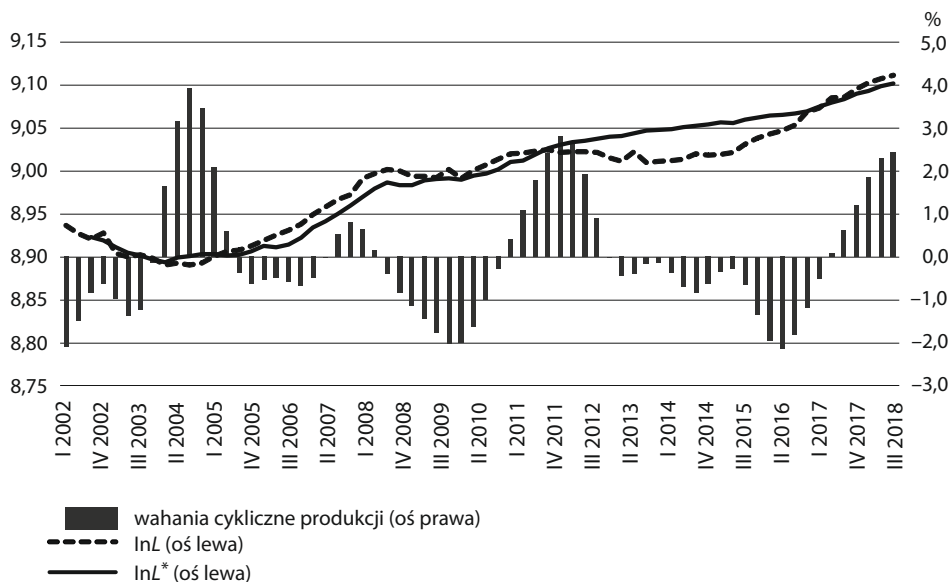
Wartość dodana brutto wynosi  $2,02$  ( $p < 0,05$ ), co oznacza, że wzrost wartości dodanej brutto o 1% powoduje wzrost zatrudnienia o ponad 2%. Na podstawie dokonanych oszacowań można sformułować wniosek, że rynek pracy w Polsce należy do grupy rynków, w której obserwuje się znaczną lukę technologiczną, a wzrost gospodarczy wymaga zaangażowania dodatkowego nakładu pracy. Do potwierdzenia tego wniosku konieczne jest jednak przeprowadzenie dodatkowych analiz.

W celu zweryfikowania drugiej hipotezy porównano poziom zatrudnienia wyznaczonego długookresowym popytem na pracę  $L_t^*$  z wartością faktycznego zatrudnienia na rynku pracy  $L_t$  (wykres). Przechowywanie pracy występuje wtedy, gdy wzrost produkcji wynikający z wahań koniunkturalnych nie powoduje proporcjonalnego wzrostu zatrudnienia lub w sytuacji kryzysu – proporcjonalnych zwolnień pracowników.

W okresach wzrostu koniunktury w Polsce faktyczne zatrudnienie albo zrównuje się z długookresową funkcją popytu na pracę, albo jest od niej niewiele niższe, co wskazuje na zjawisko przechowywania pracy. Natomiast w okresach spowolnienia relacja jest niejednoznaczna. W czasie spadku wielkości produkcji związanego z kryzysem w 2008 r. faktyczne zatrudnienie na rynku pracy było większe, niż to wynikało z funkcji długookresowego popytu na pracę, co wskazuje na zjawisko przechowywania pracy. Jednak spowolnienie w 2012 r. spowodowało reakcję odwrotną – wielkość faktycznego zatrudnienia była niższa niż wartość wynikająca z oszacowania. Może to wynikać z zachowania przedsiębiorstw, które natychmiastowo dostosowują zatrudnienie do zmian wielkości produkcji, lub z ogólnej sytuacji na rynku pracy w Polsce.

W realiach rynku pracownika i otwartości europejskich rynków pracy pracownicy nie akceptują zmienionych (gorszych) warunków pracy. W związku z tym druga hipoteza, zakładająca, że do przechowywania pracy dochodzi wtedy, gdy wartość rzeczywistego poziomu zatrudnienia przewyższa wartość określoną długookresowym równaniem popytu na pracę, została zweryfikowana tylko częściowo pozytywnie.

#### Wykres zmiany popytu na pracę w relacji kwartalnej na tle wzrostu produkcji



Uwaga. Wahanie koniunkturalne produkcji oszacowano przy użyciu filtra Christana-Fitzgeralda, który minimalizuje większość ograniczeń innych filtrów (Christiano i Fitzgerald, 2003; Hodrick i Prescott, 1997; Nilsson i Gyomai, 2011; Skrzypczyński, 2010).

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2005, 2006a, 2006b, 2007a, 2007b, 2008a, 2008b, 2009a, 2009b, 2010a, 2010b, 2010c, 2011a, 2011b, 2012a, 2012b, 2013a, 2013b, 2014, 2015a, 2015b, 2016a, 2016b, 2017a, 2017b, 2018, 2019a, 2019b).

## 4. Podsumowanie

Wyjaśnienie problemu dopasowań poziomu zatrudnienia do zmieniającej się produkcji jest zagadnieniem istotnym i wciąż aktualnym. Poznanie mechanizmów gospodarowania zasobami pracy, jakimi posługują się przedsiębiorstwa, jest szczególnie przydatne do formułowania polityk rynku pracy, wprowadzania zmian instytucjonalnych, regulacji prawnych, a także ustaleń związkowych. W sytuacji stałych niedoborów zasobu pracy zachowania przedsiębiorstw często odbiegają od rozwiązań teoretycznych.

Wynikiem przeprowadzonego badania jest oszacowanie długookresowego popytu na pracę w Polsce i określenie odchylen faktycznego zatrudnienia od jego szacowanej

wartości długookresowej. Oszacowane parametry modelu pozwoliły potwierdzić charakterystyczne cechy polskiego rynku pracy, a także ukazać tendencje i mechanizmy, którym on podlega. Dzięki zastosowaniu techniki kointegracji z mechanizmem korekty błędu (ARDL-ECM) wykorzystany model umożliwia oszacowanie szybkości powrotu zatrudnienia do równowagi długookresowej.

Podejście produkcyjne pozwoliło na wprowadzenie do modelu takich zmiennych, jak przeciętne wynagrodzenie brutto i wartość dodana brutto. Zgodnie z oczekiwaniami wzrost przeciętnego wynagrodzenia brutto w długim okresie powodował zmniejszenie popytu na pracę. Natomiast wzrost wielkości produkcji był osiągnięty przy równoczesnym wzroście wielkości zatrudnienia, co wskazuje na lukę technologiczną polskiej gospodarki. Wzrost gospodarczy w Polsce w dalszym ciągu wymaga wzrostu nakładu pracy. Podobne zjawisko jest obserwowane w większości krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Parametr korekty odchylenia od równowagi długookresowej wskazał na odchylenia zatrudnienia od wartości długookresowej trwające ponad 16 kwartałów, co oznacza, że dopiero po 16 kwartałach zatrudnienie powracało na ścieżkę wyznaczoną przez długookresowy popyt na pracę. Podczas spadku koniunktury w 2008 r. faktyczne zatrudnienie było wyższe niż jego wartość modelowa, co może świadczyć o występowaniu zjawiska przechowywania pracy, chociaż spowolnienie w 2012 r. nie potwierdziło tego spostrzeżenia. Ze względu na niewystarczającą liczbę obserwacji trudno jednoznacznie stwierdzić, czy na rynku pracy w Polsce występuje tendencja do przechowywania pracy.

Ograniczeniem przeprowadzonego badania jest postrzeganie popytu na pracę jako decyzji zarządzających przedsiębiorstwami o liczbie zatrudnionych. Interesującym podejściem byłoby rozpatrywanie popytu na pracę jako zgłoszonego zapotrzebowania na godziny pracy (Collewet i Sauermaun, 2017; Evans, 2019; Vella, 2018). Waler poznawczy analiz istotnie zwiększyłyby także uwzględnienie wolnych miejsc pracy. Te kierunki analiz będą podejmowane w dalszych pracach autorów.

## Podziękowania

Autorzy są wdzięczni dr. hab. Jerzemu Rembezcie, prof. PK, za cenne uwagi metodologiczne, które przyczyniły się do podniesienia wartości artykułu. Pragną podziękować również anonimowym recenzentom za uwagi do wcześniejszych wersji artykułu, które pozwoliły zmodyfikować jego treść.

## Bibliografia

Addison, J. T., Portugal, P., Varejão, J. (2014). Labor demand research: Toward a better match between better theory and better data. *Labour Economics*, 30, 4–11. DOI: 10.1016/j.labeco.2014.06.002.

- Asphjell, M. K., Letterie, W., Nilsen, Ø. A., Pfann, G. A. (2014). Sequentiality versus simultaneity: Interrelated factor demand. *Review of Economics and Statistics*, 96(5), 986–998. DOI: 10.1162/REST\_a\_00411.
- Bartosik, K. (2011). Popyt na pracę w Polsce w warunkach spowolnienia gospodarczego. *Studia Ekonomiczne*, 3, 229–250. Pobrane z: [http://www.inepan.pl/pliki/studia\\_ekonomiczne/Studia%202011%203%2001A.Bartosik.pdf](http://www.inepan.pl/pliki/studia_ekonomiczne/Studia%202011%203%2001A.Bartosik.pdf).
- Basu, S., Fernald, J. (2001). Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care? W: Ch. R. Hulten, E. R. Dean, M. J. Harper (Eds.), *New Developments in Productivity Analysis* (s. 225–302). Chicago: University of Chicago Press. DOI: 10.7208/chicago/9780226360645.003.0007.
- Bentolila, S., Saint-Paul, G. (1992). The macroeconomic impact of flexible labor contracts with an application to Spain. *European Economic Review*, 36(5), 1013–1047. DOI: 10.1016/0014-2921(92)90043-V.
- Blanchard, O. (2005). Designing Labor Market Institutions. W: J. E. Restrepo, A. Tokman R. (Eds.), *Labor Markets and Institutions* (s. 367–381). Santiago: Central Bank of Chile. Pobrane z: [https://si2.bcentral.cl/public/pdf/banca-central/pdf/v8/367\\_381\\_Blanchard.pdf](https://si2.bcentral.cl/public/pdf/banca-central/pdf/v8/367_381_Blanchard.pdf).
- Choi, C.-Y., Mark, N., Sul, D. (2004). *Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data* (NBER Working Paper No. 10614). DOI: 10.3386/w10614.
- Christiano, L. J., Fitzgerald, T. J. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, 44(2), 435–465. DOI: 10.1111/1468-2354.t01-1-00076.
- Collewet, M., Sauermann, J. (2017). Working hours and productivity. *Labour Economics*, 47, 96–106. DOI: 10.1016/j.labeco.2017.03.006.
- Drożdż, A., Sztudynger, J. J. (2009). Modelowanie popytu na pracę. *Wiadomości Statystyczne*, 54(8), 39–47.
- Eurostat. (2020) [baza danych]. *Activity rate by age. From 15 to 64 years*. Pobrane z: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tepsr\\_wc160/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tepsr_wc160/default/table?lang=en).
- Evans, A. E. (2019). Average labour productivity dynamics over the business cycle. *Empirical Economics*, 59(4), 1833–1863. DOI: 10.1007/s00181-019-01699-0.
- Ghouse, G., Khan, S. A., Rehman, A. U. (2018). *ARDL model as a remedy for spurious regression: problems, performance and prospectus* (MPRA Paper No. 83973). Pobrane z: [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/83973/1/MPRA\\_paper\\_83973.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/83973/1/MPRA_paper_83973.pdf).
- Goraus-Tańska, K., Towalewska, M. (2019). Zróżnicowanie wynagrodzeń w Polsce ze względu na formę zatrudnienia. *Ekonomista*, (5), 515–541.
- Górecki, B. R. (2017). Podstawowy kurs nowoczesnej ekonometrii. Warszawa: Key Text. Pobrane z: <https://docplayer.pl/137130-Brunon-r-gorecki-podstawowy-kurs-nowoczesnej-ekonometrii.html>.
- GUS. (2005). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej IV kwartał 2004 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-iv-kwartal-2004-r-1,1.html>.
- GUS. (2006a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2000–2005. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2000-2005,6,1.html>.

- GUS. (2006b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2005 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2005-r-,1,2.html>.
- GUS. (2007a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2000–2006. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2000-2006,6,2.html>.
- GUS. (2007b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej I–IV kwartał 2006 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2006-r-,1,3.html>.
- GUS. (2008a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2003–2007. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2003-2007,6,3.html>.
- GUS. (2008b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej I–IV kwartał 2007 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2007-r-,1,4.html>.
- GUS. (2009a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2004–2008. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2004-2008,6,4.html>.
- GUS. (2009b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2008 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2008-r-,1,5.html>.
- GUS. (2010a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2005–2009. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2005-2009,6,5.html>.
- GUS. (2010b). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto. Zasady metodologiczne. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto---zasady-metodologiczne,5,1.html>.
- GUS. (2010c). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2009 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2009-r-,1,6.html>.
- GUS. (2011a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2006–2010. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2006-2010,6,6.html>.

- GUS. (2011b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2010 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2010-r-,1,7.html>.
- GUS. (2012a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2007–2011. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2007-2011,6,7.html>.
- GUS. (2012b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2011 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2011-r-,1,8.html>.
- GUS. (2013a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2008–2012. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2008-2012,6,8.html>.
- GUS. (2013b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2012 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-i-iv-kwartal-2012-r-,1,9.html>.
- GUS. (2014). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2013 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-w-2013-r-,1,13.html>.
- GUS. (2015a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2009–2014. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2009-2014,6,9.html>.
- GUS. (2015b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2014 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-w-2014-r-,1,17.html>.
- GUS. (2016a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2010–2015. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2010-2015,6,10.html>.
- GUS. (2016b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2015 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-w-2015-roku,1,21.html>.
- GUS. (2017a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2012–2016. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2012-2016,6,11.html>.

- GUS. (2017b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2016 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-w-2016-r-,1,25.html>.
- GUS. (2018). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2017 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-w-2017-roku,1,29.html>.
- GUS. (2019a). Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2014–2018. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2014-2018,6,13.html>.
- GUS. (2019b). Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2018 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/zatrudnienie-i-wynagrodzenia-w-gospodarce-narodowej-w-2018-roku,1,33.html>.
- Haefke, C., Sonntag, M., Van Rens, T. (2013). Wage rigidity and job creation. *Journal of Monetary Economics*, 60(8), 887–899. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2013.09.003.
- Hahn, F. R. (2004). Long-run homogeneity of labour demand. Panel evidence from OECD countries. *Applied Economics*, 36(11), 1199–1203. DOI: 10.1080/0003684042000247370.
- Hamermesh, D. S. (1996). *Labor demand*. Princeton: Princeton University Press.
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1). DOI: 10.2307/2953682.
- Hylleberg, S. (1995). Tests for seasonal unit roots general to specific or specific to general? *Journal of Econometrics*, 69(1), 5–25. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01660-R.
- Lichter, A., Peichl, A., Sieglöcher, S. (2015). The own-wage elasticity of labor demand: A meta-regression analysis. *European Economic Review*, 80, 94–119. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2015.08.007.
- Lucas, R. E. (1970). Capacity, Overtime, and Empirical Production Functions. *The American Economic Review*, 60(2), 23–27.
- Nilsson, R., Gyomai, G. (2011). *Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters* (OECD Statistics Working Papers 2011/04). DOI: 10.1787/5kg9srt7f8g0-en.
- Oi, W. Y. (1962). Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy*, 70(6), 538–555. DOI: 10.1086/258715.
- Radlińska, K. (2018). Sezonowe uwarunkowania działalności przedsiębiorstw w Polsce. *Marketing i Zarządzanie*, 51(1), 349–359. DOI: 10.18276/miz.2018.51-34.
- Romer, D. (2018). *Macroeconomic theory*. Berkeley: University of California. Pobrane z: <https://www.econ.berkeley.edu/course/fall-2018-economics-202a-%E2%80%93-macroeconomic-theory>.
- Skrzypczyński, P. (2010). *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*. Warszawa: Narodowy Bank Polski. Pobrane z: [https://www.nbp.pl/publikacje/materialy\\_i\\_studia/ms252.pdf](https://www.nbp.pl/publikacje/materialy_i_studia/ms252.pdf).



- Stansbury, A. M., Summers, L. H. (2017). *Productivity and Pay: Is the link broken?* (NBER Working Papers No. 24165). National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w24165.
- Strzelecki, P., Wyszynski, R., Sączuk, K. (2009). Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji. *Bank i Kredyt*, 40(6), 77–104. Pobrane z: [https://bankikredyt.nbp.pl/content/2009/06/bik\\_06\\_2009\\_04\\_art.pdf](https://bankikredyt.nbp.pl/content/2009/06/bik_06_2009_04_art.pdf).
- Varejão, J., Portugal, P. (2007). Employment Dynamics and the Structure of Labor Adjustment Costs. *Journal of Labor Economics*, 25(1), 137–165. DOI: 10.1086/509825.
- Vella, M. (2018). Employment and labour hoarding: a production function approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 23(46), 230–246. DOI: 10.1108/JEFAS-07-2017-0079.
- Wilthagen, T., Tros, F. (2004). The concept of 'flexicurity': a new approach to regulating employment and labour markets. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 10(2), 166–186. DOI: 10.1177/102425890401000204.