



ROBERT KUDŁAK*
WOJCIECH KISIAŁA**
BARTŁOMIEJ KOŁSUT***

Determinanty posiadania samochodu w Polsce: wyniki modelowania w ujęciu przestrzennym w latach 2005 i 2019¹

1. Wstęp

Samochód jest dobrem, które ma ogromny i wszechstronny wpływ na życie społeczno-gospodarcze, zarówno na poziomie całej gospodarki, jak i z punktu widzenia gospodarstw domowych oraz indywidualnych osób (Dicken, 2015). W wielu gospodarkach przemysł samochodowy ma istotny udział w tworzeniu PKB, miejsc pracy oraz innowacji technologicznych. Przykładowo: według Komisji Europejskiej, sektor ten odpowiada za ponad 7% PKB UE oraz jest źródłem 13,8 mln miejsc pracy (w samym sektorze lub innych, wytwarzających na jego rzecz) (Komisja Europejska, 2022). Z kolei w gospodarstwach domowych zakup i utrzymanie samochodu stanowi jedną z głównych kategorii wydatków. W przypadku krajów wysoko rozwiniętych jest to ok. 10–15%, podczas gdy w krajach rozwijających się udział ten sięga 25% (Covarrubias i Ramírez Perez, 2020). Co więcej, można sądzić, że znaczenie samochodu jako środka transportu, ale także dobra określającego status społeczny będzie dalej się zwiększać. Świadczyć może o tym systematycznie rosnąca liczba samocho-

* Dr hab. Robert Kudłak, prof. UAM – Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza; ORCID: 0000-0002-2898-508; e-mail: rkudlak@amu.edu.pl.

** Dr Wojciech Kisiała – Instytut Informatyki i Ekonomii Ilościowej, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; ORCID: 0000-0003-3342-3985; e-mail: wojciech.kisiała@ue.poznan.pl.

*** Dr Bartłomiej Kołsut – Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza; ORCID: 0000-0002-9248-4780; e-mail: bartkol@amu.edu.pl.

¹ Artykuł powstał w ramach realizacji grantu badawczego: Wymiar przestrzenny (r)ewolucji na rynku samochodowym w Polsce, finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki (nr projektu 2016/23/B/ HS4/00710).

dów na świecie. W 1960 r. liczba aut na świecie wynosiła ok. 100 mln, a w 1990 r. osiągnęła wartość 450 mln, zaś w 2017 r. przekroczyła miliard (Davis i Boundy, 2020). Wzrost ten jest szczególnie zauważalny w gospodarkach wschodzących i rozwijających się Azji Środkowo-Wschodniej, Ameryki Łacińskiej, a także Europy Środkowo-Wschodniej. Stąd też badacze reprezentujący różne dyscypliny nauki próbują identyfikować i analizować czynniki, które determinują wzrost liczby samochodów osobowych (Dargay i Gately, 1999; Nolan, 2010; Clark i in., 2016; Wu i in., 2016).

W ciągu ostatnich 30 lat Polska doświadczyła ogromnych zmian politycznych, gospodarczych i społecznych, których odzwierciedleniem jest m.in. gwałtowny wzrost liczby samochodów będących w posiadaniu Polaków (Komornicki 2003, 2011; Świetlik, 2009; Rosik, 2016). W 1990 r. na 1000 osób w Polsce przypadało 118 samochodów osobowych. Był to poziom zdecydowanie niższy zarówno od tego notowanego w krajach wysoko rozwiniętych, jak również w krajach środkowo-wschodniej Europy. Otwarcie Polski na międzynarodową wymianę handlową, napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych, restrukturyzacja i modernizacja polskiego przemysłu oraz wzrost mobilności i zamożności Polaków całkowicie zmieniły ten obraz. W okresie 1990–2019 Polacy kupili i zarejestrowali ponad 26 mln samochodów (nowych i używanych), co przełożyło się na ponad czterokrotny wzrost wskaźnika liczby aut na 1000 mieszkańców, który w 2019 r. osiągnął wartość 477. Oznacza to, że *per capita* liczba samochodów jest obecnie zbliżona do poziomów obserwowanych w krajach wysoko rozwiniętych (Kudłak i in., 2023). Warto również zwrócić uwagę, że w ciągu tych 30 lat tempo oraz źródło przyrostu liczby posiadanych samochodów zmieniały się pod wpływem pewnych ważnych wydarzeń. Przykładowo, przystąpienie Polski do Unii Europejskiej spowodowało niemal całkowite zniesienie ograniczeń w imporcie aut. Doprowadziło to do nieznanego niemal nigdzie na świecie wzrostu importu samochodów używanych, które stały się głównym sposobem zaspokajania popytu na pojazdy (Świetlik, 2009; Kołsut, 2020; Kołsut i Stryjakiewicz, 2022).

Celem artykułu była weryfikacja wpływu wybranych czynników na liczbę posiadanych samochodów w poszczególnych powiatach w Polsce. Zakresem czasowym objęto lata 2005 oraz 2019. Dzięki temu możliwe było prześledzenie zmian, jakie nastąpiły w zakresie uwarunkowań liczby posiadanych samochodów po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Weryfikacji poddane zostały uwarunkowania wcześniej analizowane w literaturze przedmiotu, do których należały gęstość zaludnienia (Hanly i Dargay, 2000; Giuliano i Dargay, 2006; Clark, 2007), dochód (Dargay i Gately, 1999; Jong i in., 2004; Goodwin i in., 2004; Giuliano i Dargay, 2006), codzienna mobilność ludności (Potoglou i Kanaroglou, 2008), wydatki na transport publiczny (Wu i in., 2016; Holmgren, 2020; Mulalic i Rouwendal, 2020), struktura wiekowa (Potoglou i Kanaroglou, 2008; Nolan, 2010; Oakil i in., 2018) oraz dominujący typ zabudowy (Giuliano i Dargay, 2006; Nolan, 2010).

Dalsza część pracy ma następującą strukturę: w części drugiej dokonany został przegląd wybranych badań, które dotyczą podejmowanego zagadnienia. Następnie przedstawiona została analiza empiryczna, którą rozpoczyna prezentacja przestrzennego zróżnicowania badanego zjawiska. Po niej następuje opis zastosowanej procedury badawczej, wykorzystanych danych oraz wyniki modelowania ekonometryczno-przestrzennego. Artykuł kończy dyskusja uzyskanych wyników.

2. Przegląd literatury

Jednym z podstawowych i najczęściej analizowanych czynników determinujących posiadanie samochodu jest gęstość zaludnienia. Jest ona traktowana jako aproksymanta dostępności towarów i usług (Giuliano i Dargay, 2006). Większa dostępność towarów i usług zmniejsza konieczność przemieszczania się, a co za tym idzie – również posiadania samochodu. Na przykładzie wybranych obszarów metropolitalnych Genevieve Giuliano i Joyce Dargay (2006) wykazali, że wysoka gęstość zaludnienia jest związana z mniejszą liczbą posiadanych samochodów. Do takich samych wniosków doszli m.in. Mark Hanly i Dargay (2000), John Holtzclaw i in. (2002) oraz Stephen Clark (2007). Wpływ tego czynnika jest jednak odmienny w krajach transformacji i rozwijających się. W tych państwach to duże miasta i aglomeracje cechuje najwyższy poziom rozwoju gospodarczego, wysoki poziom dochodów oraz większa skłonność do przemieszczania się, co oznacza zwykle większą liczbę aut (Li i in., 2010; Yang i in., 2017). Odmienny mechanizm oddziaływania omawianego czynnika wynika m.in. z różnego stopnia nasycenia danej jednostki przestrzennej samochodami. W przypadku rynków rozwijających się, które cechuje relatywnie niski poziom nasycenia autami, rosnąca liczba pojazdów nie powoduje jeszcze efektu kongestii. W momencie, gdy na danym rynku dochodzi do znacznego nasycenia samochodami, problemy związane z kongestią uzewnętrzniają się coraz wyraźniej, a większą popularność zyskują alternatywne wobec samochodu osobowego środki transportu (publiczny transport zbiorowy, rowery) (Dargay i Gately, 1999; Cao i Huang, 2013; Lansley, 2016).

Obok gęstości zaludnienia badacze dużo uwagi poświęcają znaczeniu dochodów. Wyniki dotychczasowych badań wskazują jednoznacznie, że liczba posiadanych aut (na 1000 mieszkańców lub w gospodarstwie domowym) rośnie wraz z dochodem (Jong i in., 2004; Goodwin i in., 2004; Giuliano i Dargay, 2006). Jedną z najbardziej wyczerpujących prac w tym zakresie przedstawili Joyce Dargay i Dermot Gately (1999), którzy analizowali wpływ wzrostu PKB *per capita* na poziom motoryzacji w 26 krajach w latach 1960–1992. Według tych autorów w analizowanym okresie PKB rosło corocznie średnio o 2,6%, czemu towarzyszył wzrost poziomu motoryzacji (liczby samochodów osobowych na 1000 osób) o 5,8% rocznie. Oznacza to, że tempo wzrostu liczby samochodów było ponad dwukrotnie wyższe od tempa wzrostu dochodu. Wpływ dochodu potwierdzają również badania wykorzystujące zdezagregowane dane pochodzące z gospodarstw domowych. Przykładowo, Joyce Dargay i Petros Vythoulkas (1999), na podstawie danych z *Annual Family Expenditure Surveys* w Wielkiej Brytanii, stwierdzili, że dochody gospodarstwa domowego (obok kosztów kupna i utrzymania samochodu, kosztów korzystania z komunikacji publicznej oraz pewnych cech demograficznych gospodarstwa domowego) były jednym z czynników wpływających na liczbę posiadanych w rodzinie aut. Wpływ dochodu na posiadanie samochodu potwierdzili również inni badacze, m.in. Joyce Dargay i in. (2007), Anne Nolan (2010), Erick Guerra (2015), Qing Shen i in. (2016), Zhenshan Yang i in. (2017), Wojciech Kisiała i in. (2017).

Znaczenie dochodu jako czynnika wpływającego na posiadanie samochodu różni się jednak między krajami w zależności od różnic w poziomie dochodu *per*

capita, elastyczności popytu oraz poziomu nasycenia rynku. W krajach, które cechuje niski poziom dochodu (np. w krajach rozwijających się) oraz niski poziom nasycenia samochodami, wzrost dochodu prowadzi do szybkiego i ponadproporcjonalnego (w stosunku do wzrostu dochodu) wzrostu liczby posiadanych samochodów *per capita*. Z kolei w krajach o wysokim poziomie dochodu na osobę i wysokim poziomie nasycenia samochodami (np. w USA oraz krajach Europy Zachodniej) wzrost dochodu przekłada się na zdecydowanie wolniejsze tempo wzrostu liczby posiadanych aut. Co więcej, po osiągnięciu wysokiego poziomu nasycenia samochodami, dochód przestaje mieć wpływ na poziom motoryzacji (Dargay i Gately, 1999).

Kolejna grupa czynników związana jest z transportem publicznym oraz codzienną mobilnością ludzi. Bardzo niski poziom motoryzacji w Polsce i innych państwach środkowo-wschodniej Europy w okresie gospodarki centralnie sterowanej wskazuje, że polityka transportowa państwa jednoznacznie preferująca transport zbiorowy (wysoka dostępność, niskie ceny przejazdów) może znacząco ograniczyć rozwój mobilności indywidualnej (Pucher, 1990, 1995; Komornicki, 2003, 2011; Kudłak i in., 2023). Pomijając jednak dość specyficzną sytuację byłych państw środkowo-wschodniej Europy, należy zauważyć, że relacja między transportem publicznym a posiadaniem samochodu jest bardziej skomplikowana i niejednoznaczna. Niektóre badania dotyczące miast i regionów Europy Zachodniej oraz Chin wykazały, że efektywny, wygodny i tani transport publiczny może ograniczyć tempo wzrostu mobilności indywidualnej (Ritter i Vance, 2013; Wu i in., 2016; Holmgren, 2020; Mulalic, Rouwendal, 2020). Inne prace sugerują jednak, że efekt ten jest krótkotrwały lub marginalny. Bassem Younes (1995) na przykładzie Londynu, Berlina i Stuttgartu stwierdził, że poprawa jakości i dostępności transportu publicznego (np. metra, kolei miejskiej) nie obniżyły liczby posiadanych samochodów (ewentualnie wpłynęły na zmniejszenie częstotliwości ich wykorzystania), a przede wszystkim spowodowały spadek znaczenia jednych form transportu publicznego (np. autobusów) na rzecz innych. Niemniej władze rządowe i samorządowe wielu państw starają się rozwijać transport publiczny, aby w ten sposób zapewnić możliwość przemieszczania się osobom nieposiadającym samochodu oraz aby ograniczyć negatywne konsekwencje motoryzacji (takie jak kongestia, zanieczyszczenie środowiska, zajmowanie kolejnych terenów na miejsca parkingowe). Z kolei niska dostępność transportu publicznego skłania ludzi do posiadania i przemieszczania się za pomocą samochodu. Taka sytuacja ma często miejsce na obszarach podmiejskich, których mieszkańcy zwykle muszą pokonywać większe dystanse, dojeżdżając do pracy i szkoły, a z reguły słaby poziom rozwoju transportu publicznego na tych obszarach zwiększa skalę mobilności indywidualnej i liczbę posiadanych aut (Lerman i Ben-Akiva, 1976; Potoglou i Kanaroglou, 2008).

Istniejące badania wskazują również, że posiadanie samochodu może być również determinowane pewnymi ekonomicznymi i demograficznymi cechami gospodarstw domowych (takimi jak wielkość i struktura gospodarstwa domowego, dochody, wiek najstarszego członka gospodarstwa domowego). Najogólniej mówiąc, stwierdzić można, że liczba posiadanych samochodów zmienia się wraz z cyklem życia gospodarstwa domowego (Dargay i Vythoulkas, 1999; Karlaftis

i Golias, 2002; Dargay, 2007). Liczba posiadanych samochodów rośnie wraz z wiekiem najstarszego członka rodziny oraz jego zwiększającą się aktywnością zawodową i liczbą dzieci w rodzinie (Ryan i Han, 1999; Whelan, 2007). Z badań Dargay i Vythoukasa (1999) oraz Matthew Karlaftisa i Johna Goliasa (2002) wynika, że w momencie, gdy najstarszy członek gospodarstwa domowego osiąga wiek ok. 50 lat, liczba samochodów w gospodarstwie domowym zmniejsza się. W celu weryfikacji wpływu cyklu życia gospodarstwa domowego na liczbę posiadanych aut badacze wykorzystują różne atrybuty opisujące te gospodarstwa, za pomocą których pośrednio wnioskują o potrzebach przemieszczania się i posiadania samochodu. Do tych atrybutów zaliczyć można np. wiek najstarszej osoby w gospodarstwie domowym, liczbę osób posiadających prawo jazdy czy liczbę osób aktywnych zawodowo. Przykładowo: istniejące badania wskazują, że liczba posiadanych aut w gospodarstwie domowym rośnie wraz z liczbą dzieci w wieku szkolnym (Nolan, 2010; Potoglou i Kanaroglou, 2008; Oakil i in., 2018). Związek ten można wyjaśnić na kilka sposobów. Rodziny z dziećmi mają dłuższe i bardziej skomplikowane codzienne wzorce przemieszczania się, co jest konsekwencją dowożenia dzieci do szkoły lub przedszkola i na zajęcia pozaszkolne, a także dojazdów do pracy. Dodatkowo jednoosobowe gospodarstwa domowe mogą mieć niższe dochody lub ich członkowie mogą częściej być bez pracy niż rodzice posiadający dzieci, co implikuje niższe prawdopodobieństwo posiadania auta. To wszystko sprawia, że gospodarstwa domowe z dziećmi są dużo bardziej zależne od posiadania samochodu niż te bez dzieci. Oprócz liczby dzieci wpływ na liczbę samochodów posiadanych przez gospodarstwo domowe mają również takie czynniki, jak: narodziny pierwszego dziecka, wzrost dochodów rodziny, przejście na emeryturę, zmiana pracy oraz zmiana miejsca zamieszkania (Prillwitz i in., 2006; Yamamoto, 2008; Oakil i in., 2014).

Liczba posiadanych samochodów do pewnego stopnia jest również odzwierciedleniem typu zabudowy. Przykładowo, osoby i rodziny zamieszkujące obszary, na których dominuje zabudowa jednorodzinna (czyli przede wszystkim obszary wiejskie oraz podmiejskie) są zmuszone pokonywać większe odległości do miejsc pracy, szkół i przedszkoli oraz różnego rodzaju usług. Co więcej, mieszkańcy tych obszarów mają zwykle mniejszy dostęp do transportu publicznego (w porównaniu z mieszkańcami obszarów, gdzie dominuje zabudowa wielorodzinna). W związku z tym obszary, gdzie przeważa zabudowa jednorodzinna, cechuje wyższy wskaźnik liczby posiadanych samochodów (Giuliano i Dargay, 2006; Ewing i Certero, 2010; Nolan, 2010; Chen i in., 2021).

3. Analiza empiryczna

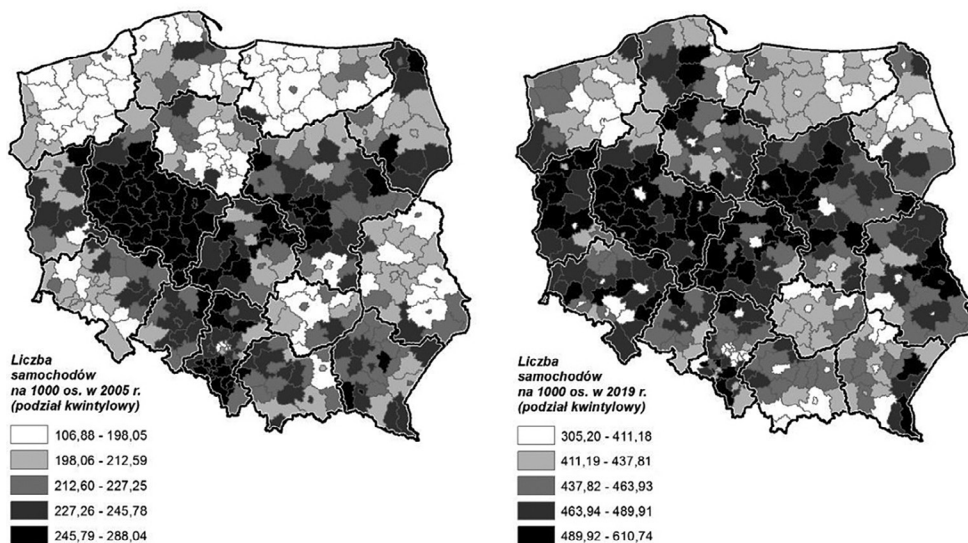
3.1. Przestrzenne zróżnicowanie poziomu motoryzacji

Poziom motoryzacji w Polsce rósł bardzo dynamicznie w badanym okresie. W 2005 r. na 1000 mieszkańców przypadało 229 samochodów, podczas gdy w 2019 r. było to już 477. Jednak rozkład badanego zjawiska nie był równomierny w przestrzeni

(rysunek 1). W 2005 r. najwyższy poziom motoryzacji występował w powiatach województwa wielkopolskiego (które było i pozostaje głównym hubem importowym używanych aut) oraz wybranych powiatach województw mazowieckiego, łódzkiego i śląskiego. Niskie wartości cechowały głównie powiaty z województw: zachodniopomorskiego, kujawsko-pomorskiego, pomorskiego, warmińsko-mazurskiego, świętokrzyskiego i lubelskiego. Rozkład ten wyglądał odmiennie w 2019 r. Zauważalne było większe rozproszenie powiatów o wysokich wartościach analizowanego wskaźnika, a wśród jednostek o najwyższym poziomie motoryzacji znalazły się także m.in. powiaty województwa lubuskiego, dolnośląskiego, pomorskiego i lubelskiego. Co więcej, na początku badanego okresu poziom motoryzacji był relatywnie wyższy w miastach w porównaniu z otaczającymi je obszarami podmiejskimi, podczas gdy w 2019 r. „jasne plamy” na mapie to miasta na prawach powiatu, które otaczają obszary o stosunkowo wysokiej liczbie samochodów przypadających na 1000 mieszkańców. Można sądzić, że jest to efekt procesu suburbanizacji, niedorozwoju infrastruktury technicznej i społecznej na obszarach suburbiów (i związanej z tym konieczności dojazdów z wykorzystaniem prywatnych samochodów) oraz większej dostępności transportu publicznego w miastach.

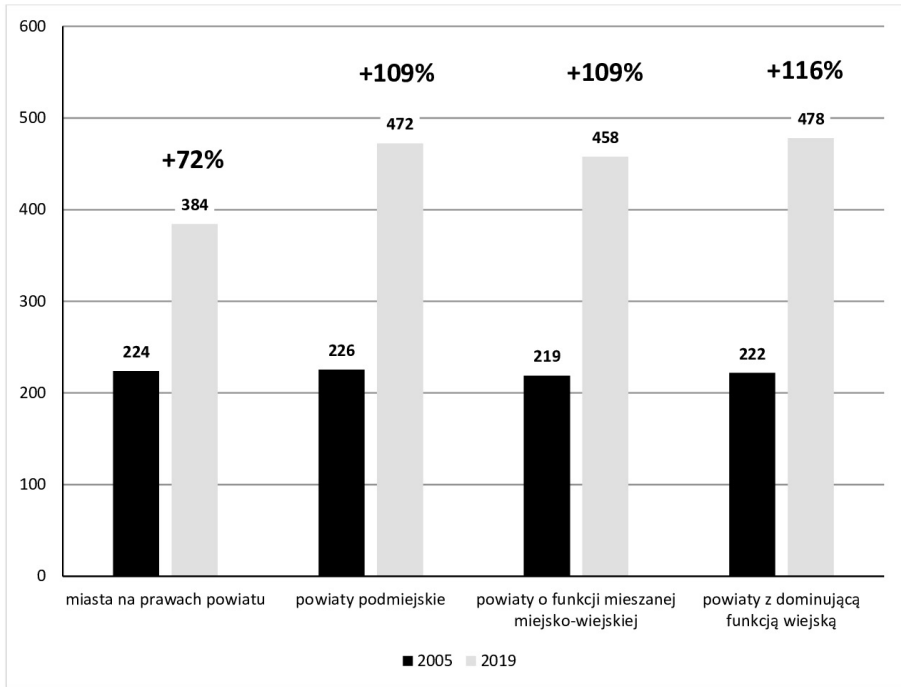
Rysunek 1

Przestrzenne zróżnicowanie poziomu motoryzacji (liczba samochodów osobowych na 1000 mieszkańców) w powiatach w Polsce (lata 2005 i 2019)



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2
Zróźnicowanie poziomu motoryzacji
(liczba samochodów osobowych na 1000 mieszkańców)
w czterech funkcjonalnych typach powiatów w Polsce (lata 2005 i 2019)



Źródło: opracowanie własne.

Różnice przestrzenne dobrze ilustruje również rysunek 2, na którym przedstawiono zmiany poziomu motoryzacji w czterech funkcjonalnych typach powiatów: miastach (na prawach powiatu), powiatach podmiejskich (sąsiadujących bezpośrednio z miastami na prawach powiatu), powiatach o funkcji mieszanej miejsko-wiejskiej (w których miasto siedziba powiatu liczy powyżej 15 tys. mieszkańców) oraz powiatach z dominującą funkcją wiejską (w których miasto siedziba powiatu liczy 15 tys. mieszkańców lub mniej). Na początku analizowanego okresu poziom badanego zjawiska był niemal identyczny we wszystkich typach funkcjonalnych i wynosił ok. 220 aut na 1000 mieszkańców. Jednak w 2019 r. zauważalne były duże różnice między różnymi analizowanymi jednostkami. Poziom motoryzacji był zdecydowanie najniższy w miastach (niższy zarówno od średniej dla całego kraju oraz niższy od poziomu w pozostałych typach powiatów) i wynosił ok. 380 aut na 1000 osób. Z kolei najwyższe podobieństwo w zakresie poziomu motoryzacji wykazywały obszary podmiejskie oraz obszary wiejskie, w których wartość wskaźnika wynosiła ok. 460–480. Liczba samochodów *per capita* na 1000 mieszkańców w tych typach jednostek przestrzennych była wyższa od wartości wskaźnika motoryzacji dla całego kraju oraz zdecydowanie wyższa od średniej dla miast (o mniej więcej

90 samochodów na 1000 mieszkańców). Sugeruje to, że charakterystyczna dla obszarów bardziej zurbanizowanych wyższa dostępność komunikacji publicznej oraz bliskość do szkół i przedszkoli, miejsc pracy i usług miały wpływ na stosunkowo niższy poziom motoryzacji. Z kolei na obszarach podmiejskich oraz wiejskich relatywny niedobór podaży usług w okolicy miejsca zamieszkania, konieczność dalszych dojazdów do pracy oraz niższy poziom dostępności komunikacyjnej transportu publicznego sprawiły, że wskaźnik motoryzacji był tam zdecydowanie najwyższy spośród analizowanych typów jednostek przestrzennych. Przedstawione zróżnicowanie sugeruje, że analiza zjawiska motoryzacji wymaga wyjaśniania z punktu widzenia jego rozkładu przestrzennego i uwarunkowań tego rozkładu.

3.2. Metoda

W celu identyfikacji czynników wpływających na posiadanie samochodu wykorzystano metody ekonometrii przestrzennej, które są właściwe dla modelowania zmiennych ekonomicznych mających charakter danych zlokalizowanych (Longley i in., 2005; LeSage, 2008; LeSage i Pace, 2009). Jak podaje Luc Anselin (1988), metody te umożliwiają identyfikację zależności pomiędzy zjawiskami i procesami gospodarczymi mającymi aspekt przestrzenny. Równocześnie pozwalają uniknąć problemów metodologicznych powstających na skutek wprowadzania efektów przestrzennych do modelu ekonometrycznego.

Poszukując specyfikacji modelu przestrzennego, zastosowano tzw. strategię wyboru „od szczególnego do ogólnego” (*specific to general modeling*), w literaturze nazywaną również podejściem „oddolnym” (Florax i in., 2003). Procedura wyboru odpowiedniego wariantu modelu polegała na oszacowaniu w pierwszej kolejności modelu regresji wielorakiej metodą najmniejszych kwadratów (MNK), a następnie weryfikacji występowania efektów przestrzennych w zlokalizowanych danych empirycznych, które objawiają się w autoskorelowanych przestrzennie resztach z oszacowanego wcześniej modelu¹.

Testowanie autokorelacji przestrzennej składnika losowego przeprowadzono za pomocą globalnej statystyki *I*-Morana (Cliff i Ord, 1981). Wagi przestrzenne w_{ij} niezbędne do obliczenia statystyki testowej określono na podstawie macierzy sąsiedztwa bazującej na przyległości obiektów:

$$w_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{gdy } i, j \text{ nie są sąsiadami} \\ 1 & \text{gdy } i, j \text{ są sąsiadami} \end{cases} .$$

¹ Odmierna strategia wyboru modelu nazywana jest w literaturze procedurą modelowania „od ogólnego do szczególnego” (*general to specific modeling*). W takim przypadku w pierwszym etapie przyjmuje się maksymalnie rozszerzoną postać modelu, która może zawierać opóźnienia przestrzenne zarówno zmiennej objaśnianej, zmiennych objaśniających, jak i składnika losowego. W kolejnych etapach model jest „krokowo” redukowany i reestymowany (Florax i in., 2003). Do takich specyfikacji należy m.in. przestrzenny model Durбина lub przestrzenny model Durбина dla błędu (LeSage i Fischer, 2008; Fischer i Wang, 2011). Jednak ze względu na trudne do uzasadnienia efekty dyfuzyjne (*spill-over effects*) dla przyjętych do badania zmiennych objaśnianych postanowiono porzucić na testowaniu zależności przestrzennych zmiennej objaśnianej i składnika losowego.

Innymi słowy skonstruowano binarną macierz, w której wartości 1 charakteryzowały sąsiadów, czyli obiekty posiadające wspólną granicę, bez względu na jej długość. Wartości 0 w macierzy przypisane były obiektom niepowiązanym (nieposiadającym wspólnej granicy). Macierz sąsiedztwa poddano następnie standaryzacji rzędami, co sprawiło, że każdy z jej elementów przyjmował wartość z przedziału [0,1], a suma wag w każdym wierszu macierzy była równa 1. W dalszej kolejności obliczono globalne statystyki Morana dla reszt z oszacowanego modelu MNK według formuły:

$$I = \frac{\mathbf{e}^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{\mathbf{e}^T \mathbf{e}},$$

gdzie \mathbf{e} jest wektorem reszt z regresji, a \mathbf{W} wierszowo standaryzowaną macierzą wag przestrzennych stopnia n (Kossowski, 2010; Suhecki, 2010). Obliczenia uzupełniono graficznie w formie tzw. moranowskiego wykresu rozproszenia (Anselin, 1995, 2005).

W sytuacji stwierdzenia istotnych statystycznie zależności przestrzennych dotyczących składnika losowego w modelu MNK niezbędne było stosowanie podejścia przestrzennego w modelowaniu liczby posiadanych samochodów. Modele ekonometrii przestrzennej umożliwiały analizę wpływu sąsiednich lokalizacji na dany obiekt (powiat). Wybór odpowiedniej wersji modelu regresji przestrzennej dokonywany był z wykorzystaniem tzw. podejścia hybrydowego, w ramach którego w pierwszej kolejności stosowane były testy LM (mnożnika Lagrange'a), a w przypadku braku jednoznaczności ich wyników, również wersje odporne tych testów RLM, które są niewrażliwe na lokalne błędy w specyfikacji modelu (Anselin i Florax, 1995; Anselin i in., 1996; Anselin, 2005). Testy LM i RLM dla modelu autoregresji przestrzennej sprawdzały, czy model przestrzenny powinien uwzględniać zależność przestrzenną zmiennej objaśnianej. Z kolei testy LM i RLM dla modelu błędu przestrzennego były wykorzystane do sprawdzenia zależności przestrzennej błędu losowego (Kossowski, 2010).

3.3. Dane

Badanie przeprowadzono na podstawie danych opisujących wszystkie powiaty w Polsce w dwóch momentach czasowych – w 2005 oraz w 2019 r. Model z roku 2005 obrazował sytuację z początku członkostwa Polski w Unii Europejskiej. Z kolei model z roku 2019 bazował na najbardziej aktualnych danych, ukazując bieżące uwarunkowania liczby posiadanych samochodów.

Za zmienną objaśnianą przyjęto liczbę zarejestrowanych samochodów osobowych na 1000 mieszkańców (Motoryz), obliczoną dla poszczególnych powiatów w Polsce. Badaniem objęto wyłącznie samochody osobowe (z wyłączeniem pojazdów archiwalnych) będące w posiadaniu osób fizycznych, pomniejszając zasoby samochodowe powiatów o auta firmowe. Pojazdy te są najczęściej rejestrowane w dużych miastach, gdzie działają firmy leasingowe, natomiast faktycznie użytkowane są

w różnych powiatach Polski. Ponieważ zmienna objaśniana obejmuje samochody zarejestrowane w danym powiecie, pozostawienie aut firmowych doprowadziłoby do istotnego zniekształcenia wyników modelowania.

Wartości zmiennej objaśnianej obliczono, korzystając z danych bazy Centralnej Ewidencji Pojazdów (zawierającej wg stanu na koniec 2019 r. informacje o ponad 36 mln aut) oraz Głównego Urzędu Statystycznego. Zestaw potencjalnych zmiennych objaśniających stanowiły wskaźniki społeczno-ekonomiczne opisujące powiaty w kategoriach diskutowanych w ramach przeglądu literatury. Wartości tych zmiennych pozyskano z oficjalnych statystyk GUS. W pierwszym modelu bazowano na uśrednionych wartościach zmiennych objaśniających z lat 2003–2004, a w drugim z lat 2017–2018. W przypadku braku wartości wybranych zmiennych za dany rok korzystano z wartości dla lat sąsiednich (najbardziej zbliżone z dostępnych danych).

Pełna lista potencjalnych zmiennych objaśniających obejmowała następujące wskaźniki:

- **gęstość zaludnienia** (Zalud) (w os./km²) była wskaźnikiem poziomu urbanizacji oraz dostępności towarów i usług (Giuliano i Dargay, 2006); w świetle istniejącej literatury przyjęto hipotezę, że wyższej gęstości zaludnienia towarzyszy mniejsza liczba posiadanych aut (Hanly i Dargay, 2000; Holtzclaw i in., 2002; Clark, 2007);
- wpływ **dochodu** (Dochód) był identyfikowany za pomocą przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto (w zł/os.); zgodnie z dotychczasowymi badaniami przyjęto hipotezę, że wraz ze wzrostem poziomu dochodów ludności rośnie liczba posiadanych samochodów w przeliczeniu na 1000 osób (Dargay i Gately, 1999; Jong i in., 2004; Goodwin i in., 2004; Giuliano i Dargay, 2006);
- liczba **wyjeżdżających do pracy** poza gminę swojego zamieszkania na 1000 mieszkańców (Dojazdy) – jako wskaźnik mobilności mieszkańców badanych jednostek przestrzennych. Dane pochodzą z badania „Przepływy ludności związane z zatrudnieniem”, przeprowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny na podstawie składanych do izb skarbowych zeznań podatkowych. W artykule przyjęto powiat jako poziom analizy, stąd wskaźnik informuje o liczbie osób w danym powiecie, które dojeżdżają do pracy poza granice gminy zamieszkania. Zgodnie z wcześniejszymi publikacjami spodziewany kierunek zależności między mobilnością zawodową a liczbą samochodów był dodatni (Lerman i Ben-Akiva, 1976; Potoglou i Kanaroglou, 2008);
- **wydatki na transport publiczny**² (w zł/os.) obrazowały dostępność transportu publicznego w poszczególnych powiatach (Transport); hipotetycznie im większe wydatki na transport, tym mniejsza liczba posiadanych samochodów (Ritter i Vance, 2013; Wu i in., 2016; Holmgren, 2020; Mulalic i Rouwendal, 2020);
- odsetek ludności w wieku 5–14 lat (w %) posłużył do zbadania wpływu **struktury demograficznej** analizowanych jednostek przestrzennych na liczbę samochodów na 1000 mieszkańców (Demog); wyższy odsetek ludności w wieku szkolnym sugeruje, że w danym powiecie więcej jest gospodarstw domowych, których

² W pracy terminy „transport zbiorowy” i „transport publiczny” traktujemy jako synonimy, choć zdajemy sobie sprawę, że ich zakresy pojęciowe są częściowo rozbieżne.

członkowie są relatywnie młodzi i w szczycie swojej aktywności zawodowej – to z kolei zwiększa potrzeby w zakresie mobilności zawodowej czy też dowożenia dzieci do szkół i generalnie prowadzi do wzrostu liczby posiadanych samochodów (Nolan, 2010; Potoglou i Kanaroglou, 2008; Oakil i in., 2018);

- przeciętna powierzchnia mieszkania (Zabudowa) (w m²) – jako wskaźnik **typu zabudowy** i stopnia jej rozproszenia; założono, że w obszarach z przewagą zwartej, blokowej i wielorodzinnej zabudowy (a więc tych o stosunkowo niskiej przeciętnej powierzchni mieszkania) łatwiej jest zorganizować usługi transportu publicznego, co obniża skłonność do mobilności indywidualnej (Giuliano i Dargay, 2006; Nolan, 2010).

Pełną listę oraz podstawowe statystyki opisowe wybranych do badania wskaźników reprezentujących zmienną objaśnianą oraz zmienne objaśniające zestawiono w tabeli 1.

Tabela 1
Podstawowe charakterystyki statystyczne wskaźników wykorzystanych w modelowaniu ekonometrycznym

Model	Wskaźnik	Min.	Maks.	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
2005	Motoryz	106,88	288,05	220,67	28,09	12,73
	Zalud	20,00	4224,00	391,54	712,90	182,07
	Dochód	1436,67	3755,22	1989,40	291,59	14,66
	Dojazdy	2,18	158,86	59,39	30,46	51,28
	Transport	0,00	760,28	24,26	63,80	262,97
	Demog	7,90	16,89	13,06	1,60	12,28
	Zabudowa	50,35	98,75	73,13	9,54	13,04
2019	Motoryz	305,20	610,75	449,75	48,68	10,82
	Zalud	19,00	3782,33	371,24	658,47	177,37
	Dochód	2934,02	7533,74	3892,58	523,37	13,45
	Dojazdy	9,19	187,26	92,19	37,88	41,09
	Transport	0,00	1775,89	83,26	167,17	200,77
	Demog	6,96	14,46	10,34	1,04	10,05
	Zabudowa	51,33	109,87	78,72	11,33	14,39

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych CEP (wskaźnik Motoryz) oraz GUS (pozostałe wskaźniki).

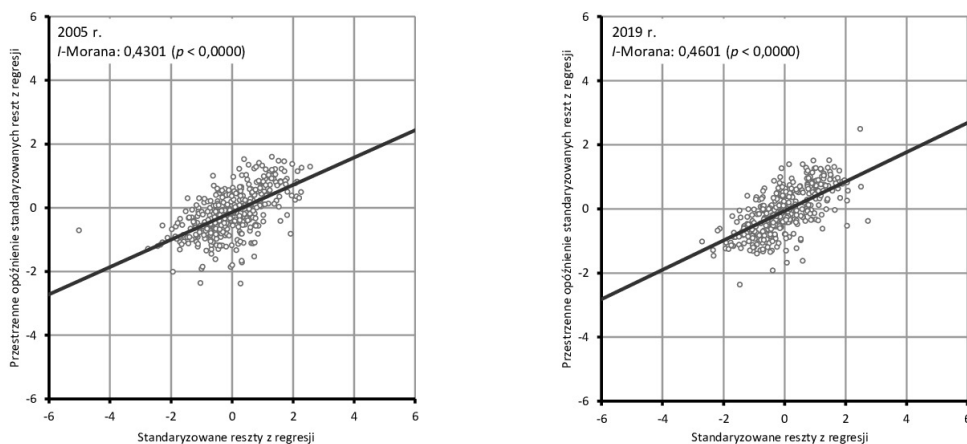
3.4. Wyniki

Jak wcześniej wspomniano modele regresyjne oszacowane metodą najmniejszych kwadratów poddano weryfikacji pod kątem występowania zależności przestrzennych w strukturze danych empirycznych. Przeprowadzone testowanie jednoznacznie

wykazało autokorelację przestrzenną składnika losowego (rysunek 3). Indeksy I Morana, obliczone dla reszt z modeli regresji MNK z 2005 i 2019 r., wynosiły odpowiednio 0,43 oraz 0,46 (w każdym przypadku $p < 0,00001$) i dowodziły stosunkowo wysokiej dodatniej autokorelacji składnika losowego. Moranowskie wykresy rozproszenia skupiały punkty głównie w I oraz III ćwiartkach, co oznaczało, że występowało przestrzenne grupowanie zbliżonych wartości reszt z regresji MNK. Autokorelacja przestrzenna powoduje zmiany własności estymatorów wyprowadzanych metodą najmniejszych kwadratów. W związku z tym do estymacji parametrów modeli przestrzennych wykorzystano metodę największej wiarygodności (Anselin, 1988; Longley i in., 2005).

Rysunek 3

Moranowski wykres rozproszenia dla reszt z modeli regresji MNK



Źródło: opracowanie własne.

W następstwie stwierdzonych zależności przestrzennych zastosowano podejście przestrzenne w analizie uwarunkowań liczby posiadanych samochodów. Testy diagnostyczne LM nie pozwoliły na jednoznaczny wybór lepszego modelu (tabela 2). Z kolei wersje odporne tych testów (RLM) wskazały, że preferowaną wersją modelu regresji przestrzennej będzie model błędu przestrzennego (*spatial error model* – SEM). W modelach SEM zakłada się, że zidentyfikowane zależności są efektem istnienia autokorelowanych przestrzennie zmiennych nieujętych w modelu lub błędów pomiaru (Suchecky, 2010). W związku z tym konieczna jest korekta oryginalnego składnika losowego z autokorelacją przestrzenną μ , by uzyskać niezależny błąd losowy ε :

$$y = X\beta + \mu ,$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I).$$

Tabela 2
Testy diagnostyczne zależności przestrzennych

Test	Model 2005		Model 2019	
	Statystyka	Wartość p	Statystyka	Wartość p
Mnożnik Lagrange'a (LM) dla modelu autoregresji przestrzennej	156,589	0,00000	179,509	0,00000
RLM dla modelu autoregresji przestrzennej	0,986	0,32062	14,375	0,00015
Mnożnik Lagrange'a (LM) dla modelu błędu przestrzennego	204,807	0,00000	188,887	0,00000
RLM dla modelu błędu przestrzennego	49,204	0,00000	23,753	0,00000

Źródło: obliczenia własne.

Finalne modele regresji przestrzennej dowodzą, że w pierwszym badanym okresie pięć, a w drugim cztery spośród sześciu testowanych zmiennych w istotnym statystycznie stopniu ($p < 0,05$) wpływało na zmienność badanego zjawiska (tabela 3). Zgodnie z uzyskanymi wynikami do zmiennych tych należały: gęstość zaludnienia, liczba wyjeżdżających do pracy na 1000 mieszkańców oraz przeciętna powierzchnia mieszkania (w obu badanych przekrojach czasowych), przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto oraz odsetek ludności w wieku szkolnym (w 2005 r.), a także wydatki na transport publiczny (w 2019 r.). Zaobserwowane zmiany pomiędzy dwoma badanymi ujęciami czasowymi objawiały się zarówno w zakresie istotności statystycznej zmiennych objaśniających, jak i kierunków powiązań (tabela 3).

Tabela 3
Wyniki modelowania przestrzennego (SEM)

Zmienna / wyraz wolny	Model 2005		Model 2019	
	b_k	wartość p	b_k	wartość p
Wyraz wolny	198,381	0,00000	336,744	0,00000
Zalud	0,006	0,01868	-0,011	0,00680
Dochód	0,008	0,01539	0,001	0,69873
Dojazdy	0,082	0,04044	0,178	0,00686
Transport	-0,026	0,12314	-0,027	0,04875
Demog	-6,628	0,00000	-0,999	0,68070
Zabudowa	1,222	0,00000	1,461	0,00000
λ	0,761	0,00000	0,698	0,00000
Miary dobroci dopasowania modelu:				
Pseudo R^2	0,661		0,688	
Logarytm wiarygodności (LogLik)	-1815,96		-1624,19	

Źródło: obliczenia własne.

Współczynnik λ , określający globalny wpływ przestrzennie skorelowanych czynników pozamodelowych i zmiennych ukrytych, przyjął wysokie wartości – w modelu dla 2005 r. 0,76, a w modelu dla 2019 r. niemal 0,7. Zidentyfikowane zależności przestrzenne w nieobserwowalnych uwarunkowaniach kształtujących badane zjawisko można próbować wyjaśnić oddziaływaniem innych czynników, takich jak np. indywidualne preferencje i motywacje konsumentów (Morton i in., 2016; Huang i in., 2018; Ikezoe i in., 2021) oraz niezgodnością pomiędzy zasięgiem występowania analizowanych zjawisk a podziałem administracyjnym kraju będącym podstawą agregacji danych (powiaty w Polsce).

Wyniki modelowania ekonometrycznego dowodzą, że w badanym okresie zmieniła się rola gęstości zaludnienia (Zalud) jako statystycznie istotnego czynnika wpływającego na posiadanie samochodu. Jeszcze w 2005 r. oszacowanie przy zmiennej gęstości zaludnienia było dodatnie. Sytuacja zmieniła się w modelu z 2019 r., zgodnie z którym w miarę wzrostu koncentracji ludności na danym terenie spadała wartość badanego zjawiska. Sugeruje to, że większej dostępności towarów i usług oraz transportu publicznego towarzyszyła niższa liczba posiadanych samochodów. Wyniki te potwierdzają zależności przedstawione we wcześniejszych badaniach, w świetle których w gospodarkach rozwijających się i wschodzących poziom motoryzacji jest najwyższy w dużych miastach, które cechuje relatywnie najwyższy poziom dochodów, aktywności gospodarczej i mobilności (Li i in., 2010, Yang i in., 2017). Wraz z rozwojem gospodarczym kraju, wzrostem problemów społecznych i środowiskowych wynikających z mobilności indywidualnej oraz rozwojem transportu zbiorowego w miastach, poziom motoryzacji w ośrodkach miejskich staje się stosunkowo niższy w porównaniu z obszarami je otaczającymi (Hanly i Dargay, 2000; Holtzclaw i in., 2002; Giuliano i Dargay, 2006; Clark, 2007). Podobny przebieg miał również przestrzenny rozwój motoryzacji w Polsce, co ilustruje rysunek 1.

Interesujące zmiany zauważyć można, analizując wpływ, jaki na liczbę posiadanych samochodów mają dochody mieszkańców (Dochód) (ze względu na dostępność danych na szczeblu powiatowym w modelowaniu wykorzystano symptomatyczną miarę w postaci przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto). Znaki oszacowań w obu modelach wskazują na pozytywną zależność pomiędzy dochodami ludności a faktem posiadania samochodu, jednak związek ten w 2019 r. był nieistotny statystycznie. Istniejące badania empiryczne jednoznacznie wskazują, że poziom motoryzacji rośnie wraz z dochodami ludności (Dargay i Gately, 1999; Jong i in., 2004; Goodwin i in., 2004; Giuliano i Dargay, 2006). Wpływ tego czynnika zmienia się jednak wraz z poziomem rozwoju gospodarczego. W krajach wysoko rozwiniętych o wysokim poziomie nasycenia samochodami dochód przestaje mieć wpływ (Dargay i Gately, 1999). Oznacza to, że z punktu widzenia związku między poziomem dochodów a posiadaniem samochodów Polska jest podobna do państw Europy Zachodniej.

Oszacowane modele ujawniły istotną rolę codziennej mobilności osób jako czynnika kształtującego poziom badanego zjawiska (Lerman i Ben-Akiva, 1976; Potoglou i Kanaroglou, 2008). W obu modelach zmienna określająca liczbę wyjeżdżających do pracy poza gminę swojego zamieszkania na 1000 ludności miała dodatnie oszacowanie i wysoki poziom istotności ($p < 0,05$). Sugeruje to, że

aktywność zawodowa Polaków (niejednokrotnie przy braku możliwości skorzystania z efektywnego transportu zbiorowego) zwiększa skłonność do posiadania samochodu i wykorzystywania go jako środka transportu. Mobilność zawodowa wzrosła pod wpływem takich czynników jak rozwój sieci drogowej oraz suburbanizacja, które sprawiły, że Polacy pokonują coraz większe odległości w ramach codziennej aktywności.

Wyniki modelowania potwierdziły zakładany związek między wydatkami na transport publiczny (Transport) a liczbą posiadanych samochodów, tj. wyższy poziom tych wydatków korespondował z niższym poziomem motoryzacji. Do podobnych wniosków doszli wcześniej m.in. Nolan Ritter i Colin Vance (2013), Na Wu i in. (2016), Johan Holmgren (2020), Ismir Mulalic i Jan Rouwendal (2020). Należy jednak zwrócić uwagę na zmianę poziomu istotności statystycznej opisywanego związku pomiędzy dwoma badanymi okresami ($p > 0,12$ w 2005 r. i $p < 0,05$ w 2019 r.). Wynik ten sugeruje, że po mniej więcej dwóch dekadach prowadzenia polityki transportowej, która dość jednoznacznie preferowała samochody osobowe (przejawiało się to m.in. ogromnymi inwestycjami w rozwój sieci drogowej kosztem transportu zbiorowego, głównie transportu kolejowego i autobusowego), jednostki samorządowe coraz częściej organizują i finansują transport publiczny, co wpływa na skłonność do rezygnacji z samochodu.

Zaskakujący kierunek wpływu zidentyfikowano dla zmiennej opisującej odsetek ludności w wieku 5–14 lat (Demog), mającej w symptomatyczny sposób reprezentować potrzeby w zakresie mobilności indywidualnej związane z dowożeniem dzieci do szkół, a pośrednio także informować o tym, w jakim momencie cyklu swojego rozwoju znajdują się gospodarstwa domowe (Ryan i Han, 1999; Karlaftis i Golias, 2002; Dargay, 2007; Whelan, 2007). Pomimo spodziewanej pozytywnej zależności wyniki modelowania wskazały, że w powiatach o dużym udziale dzieci w wieku szkolnym poziom nasycenia samochodami jest średnio niższy (w obu modelach oszacowania z ujemnym znakiem, jednak w modelu z 2019 r. niski poziom istotności statystycznej $p > 0,681$). Warto zauważyć, że rozpoznane wcześniej w literaturze zależności pomiędzy strukturą wiekową ludności a posiadaniem samochodu wynikały z analiz danych zdezagregowanych, opisujących gospodarstwa domowe, a nie jednostki przestrzenne. W przypadku danych zagregowanych na poziomie powiatowym prawidłowości te nie ujawniają się.

Wyniki modelowania potwierdzają prezentowaną w literaturze przedmiotu hipotezę o wpływie typu zabudowy (Zabudowa) na poziom motoryzacji ($p < 0,0000$ w obydwu momentach czasowych) (Giuliano i Dargay, 2006; Ewing i Cervero, 2010; Nolan, 2010; Chen i in., 2021). Powiaty, w których przeważa zabudowa wielorodzinna, cechuje niższa liczba posiadanych samochodów. Na obszarach tych znacznie łatwiej jest zorganizować i utrzymać transport zbiorowy lub inne, alternatywne wobec samochodu środki transportu. Co więcej, jest to zabudowa typowa dla miast, które cechuje wyższa dostępność towarów, usług i miejsc pracy. Z kolei rozproszonej zabudowie jednorodzinnej towarzyszą większe potrzeby związane z posiadaniem samochodu i przemieszczaniem się do pracy, szkoły lub centrów usługowych.

4. Podsumowanie i wnioski

W ciągu ostatnich 30 lat Polska doświadczyła ogromnych zmian będących efektem przejścia od systemu nakazowo-rozdzielczego do rynkowego, co z kolei miało daleko idące konsekwencje dla indywidualnej mobilności oraz liczby samochodów na drogach. Celem artykułu była weryfikacja wpływu wybranych czynników na liczbę posiadanych samochodów w Polsce w 2005 oraz 2019 r. na poziomie lokalnym.

Wyniki modelowania ekonometrycznego wskazują, że w obydwu badanych okresach stymulujący wpływ na posiadanie samochodu miały: dojazdy do pracy (mierzone liczbą osób opuszczających codziennie swoją gminę w celach zawodowych) oraz typ zabudowy (mierzony średnią wielkością mieszkania). Z kolei wpływ niektórych czynników zmienił się między badanymi latami. Gęstość zaludnienia pozytywnie wpływała na posiadanie auta w 2005 r., podczas gdy w 2019 r. wysokiej gęstości zaludnienia towarzyszył niższy poziom liczby posiadanych samochodów. Również znaczenie dochodu uległo zmianie. W pierwszym z badanych momentów wyższe wynagrodzenie wpływało na większą liczbę aut. W drugim z momentów dochód był nieistotny statystycznie. Podobna sytuacja miała miejsce w przypadku odsetka dzieci w wieku szkolnym (choć kierunek wpływu tej zmiennej był odwrotny do oczekiwanego). Wreszcie wydatki na transport publiczny nie wpływały na badane zjawisko w 2005 r., podczas gdy w 2019 r. były zmienną istotną statystycznie.

Przedstawione badanie sugeruje, że w ciągu ostatnich 30 lat Polska pod względem badanego zjawiska oraz jego uwarunkowań zmieniła się znacząco. Świadczyć o tym może m.in. to, że na początku transformacji najwyższy poziom liczby samochodów cechował największe aglomeracje (Komornicki, 2003, 2011), w których występuje silna koncentracja ludności, aktywności gospodarczej i dochodów. Obecnie obszary o wysokiej gęstości zaludnienia (tj. obszary miast; patrz rysunki 1 i 2) ze względu na większą dostępność transportu zbiorowego cechuje niższy poziom nasycenia samochodami niż obszary podmiejskie oraz wiejskie (Holtzclaw i in., 2002; Giuliano i Dargay, 2006; Clark, 2007; Stryjakiewicz i in., 2017; Kudłak i in., 2023). Co więcej, wpływu na liczbę posiadanych samochodów nie mają dochody, co jest zgodne z istniejącą literaturą w tym zakresie. Na niskim poziomie rozwoju ekonomicznego (i niskim poziomie zaspokojenia potrzeb w zakresie posiadania samochodu) wzrost dochodów prowadzi do szybkiego, ponadproporcjonalnego wzrostu liczby samochodów. Jednak po osiągnięciu pewnego poziomu rozwoju i dochodów oraz nasyceniu rynku samochodami dalszy wzrost dochodów nie przekłada się na zwiększenie liczby posiadanych aut (Jong i in., 2004; Goodwin i in., 2004; Giuliano i Dargay, 2006).

Niniejszy artykuł oferuje ważny wkład do literatury przedmiotu. Przede wszystkim jest to jedna z pierwszych prac, która wykorzystując bazę Centralnej Ewidencji Pojazdów i zawarte w niej dane dotyczące ponad 36 mln pojazdów, w sposób kompleksowy weryfikuje znaczenie wybranych uwarunkowań determinujących liczbę aut przypadającą na 1000 mieszkańców. Ponadto wyniki przeprowadzonych analiz wskazują, że obok czynników o charakterze czysto ekonomicznym wpływ na liczbę zarejestrowanych samochodów mają czynniki o charakterze przestrzennym, takie jak gęstość zaludnienia, typ zabudowy oraz migracje dobowe.

Zróznicowanie przestrzenne tych uwarunkowań sprawia, że poziom motoryzacji nie jest jednorodny w kraju i cechuje go duża zmienność na poziomie lokalnym.

Pomimo próby wszechstronnego podejścia do analizy badanego zjawiska niniejszy artykuł jest obciążony pewnymi ograniczeniami. Po pierwsze, w pracy posiadanie samochodu oraz jego uwarunkowania były analizowane na poziomie powiatowym. Z jednej strony pozwala to na dość szczegółową i wyczerpującą analizę zjawiska. Z drugiej jednak strony badana populacja obejmuje bardzo zróżnicowane jednostki przestrzenne od wielkich miast liczących kilkaset tysięcy i więcej mieszkańców po powiaty o niewielkim zaludnieniu i znacznym oddaleniu od dużych ośrodków miejskich. Utrudnia to identyfikację czynników specyficznych dla poszczególnych grup powiatów (np. tworzących aglomeracje miejskie). Po drugie, zmienną objaśnianą była liczba posiadanych aut na 1000 mieszkańców, która jest najczęściej wykorzystywanym wskaźnikiem w literaturze. Jednak biorąc pod uwagę specyfikę polskiego rynku samochodowego (tj. przeważający udział importowanych aut używanych o stosunkowo niskiej wartości rynkowej), wydaje się, że ciekawa i wartościowa poznawczo byłaby również oddzielna analiza dla samochodów nowych oraz używanych. Można sądzić, że znaczenie badanych uwarunkowań (np. dochodu) różni się na tych dwóch rynkach. Ten zabieg pozwoliłby na bardziej dokładne i realistyczne uchwycenie uwarunkowań badanego zjawiska w przyjętych momentach czasowych i różnych jednostkach przestrzennych (tj. aglomeracjach, obszarach podmiejskich i wiejskich). Po trzecie, w badaniach pominięte zostały samochody zarejestrowane i wykorzystywane do działalności gospodarczej (auta firmowe). Auta te są najczęściej rejestrowane w miejscach właściwych dla leasingodawcy (najwięcej w dużych miastach takich jak Warszawa, Poznań czy Wrocław). Jednak miejsca rejestracji często nie pokrywają się z miejscami faktycznego użytkowania tych samochodów (Adamowicz, 2009). Nie ma w dostępnych statystykach danych wskazujących na to, które z tych samochodów wykorzystywane są również w celach prywatnych, oraz nie można zidentyfikować miejsc ich użytkowania. Zatem uwzględnienie tego zasobu w prowadzonych badaniach skutkowałoby zawyżaniem poziomu motoryzacji w dużych miastach, a zaniżaniem liczby posiadanych samochodów w pozostałych obszarach (por. Kołsut i in., 2020). Wreszcie artykuł nie weryfikuje wpływu czynników behawioralnych, które odgrywają coraz większą rolę w badaniach ekonomicznych i również determinują posiadanie i użytkowanie samochodu. Jednak sprawdzenie tych czynników wymagałoby dodatkowych badań, ponieważ dane oferowane przez Centralną Ewidencję Pojazdów oraz Główny Urząd Statystyczny nie pozwalają na uwzględnienie tych czynników w badaniach. Pomimo tych ograniczeń niniejszy artykuł w sposób kompleksowy podchodzi do analizowanego zjawiska, oferuje interesujące wnioski dotyczące rosnącej liczby samochodów w Polsce i otwiera kolejne pola badawcze.

Wyniki przeprowadzonego badania, przestrzenne zróżnicowanie zjawiska motoryzacji oraz szerzej – zmiany, których doświadczyła Polska w ciągu ostatnich 30 lat, pozwalają na wyprowadzenie pewnych implikacji dla polityki publicznych, które mogą służyć innym krajom przechodzącym transformację systemową gospodarki. Po pierwsze, niezbędna jest pewna ostrożność i dalekowzroczność towarzysząca liberalizacji i prywatyzacji sektora transportowego, których efektem było w Polsce m.in. odejście od publicznego wsparcia dla transportu zbiorowego (Taylor i Ciechański, 2010; Komor-

nicki, 2011; Menes, 2017). Doprowadziło to do zdecydowanego spadku dostępności i roli tego transportu na rzecz mobilności indywidualnej, głównie z wykorzystaniem samochodu. Według Johna Puchera (1990) w połowie lat 80. XX w. w polskich miastach nawet 85% podróży odbywało się z wykorzystaniem transportu publicznego, a zaledwie 15% za pomocą prywatnego samochodu. Już początkowe lata transformacji systemowej doprowadziły do ogromnych zmian w tym zakresie: w okresie 1988–1992 liczba osobo-przewozów spadła z niemal 9 do ok. 6 miliardów, a udział transportu publicznego w miastach spadł z 79% w 1987 r. do 61% w 1992 r. (Pucher, 1995). Z kolei udział samochodów w ogólnej liczbie podróży w miastach wzrósł z ok. 30% w połowie lat 90. XX w. do nawet 60% w drugiej dekadzie XXI w. (Gadziński i Goras, 2019). To z kolei generuje negatywne efekty zewnętrzne, takie jak rosnące koszty rozwoju i utrzymania infrastruktury technicznej na obszarach podmiejskich, zanieczyszczenie powietrza i hałas oraz zajmowanie kolejnych terenów pod drogi i parkingi. Efekty te skłaniają państwa i organizacje międzynarodowe (takie jak Unia Europejska) do podejmowania działań przywracających dostępność i popularność transportu zbiorowego. To jednak może być długotrwałe i kosztowne, ponieważ, jak wskazują wcześniejsze badania, rozwój transportu zbiorowego nie musi przekładać się na zmniejszenie liczby posiadanych samochodów (Younes, 1995). Poza tym rozwojowi motoryzacji towarzyszy pewna asymetria przejawiająca się m.in. tym, że liczba posiadanych aut rośnie wraz z dochodem, ale ludzie zdecydowanie mniej chętnie rezygnują z samochodu, nawet w przypadku spadku dochodów (Dargay, 2001). Nie jest zatem jednoznaczne, że wysiłki mające na celu przywrócenie popularności transportu zbiorowego będą skuteczne.

Po drugie, gwałtowny i często powodujący wysokie koszty społeczne i środowiskowe rozwój motoryzacji był konsekwencją braku koordynacji polityk publicznych, które pozornie wydają się mieć niewiele wspólnego z transportem, a w szczególności z mobilnością indywidualną za pomocą samochodu. Przykładowo, odziedziczony po okresie gospodarki nakazowo-rozdziałowej niedobór mieszkań doprowadził m.in. do zmian w zakresie polityki planowania przestrzennego w kraju. W efekcie doszło do niemal niekontrolowanego „rozlewania się” miast oraz rozproszenia zabudowy, za którym nie nadążały inwestycje infrastrukturalne. To z kolei doprowadziło do gwałtownego rozwoju potrzeb w zakresie mobilności na obszarach przedmieść i wzrostu poziomu motoryzacji, co zaprezentowano wcześniej w niniejszym artykule. Sytuacja taka jest bardzo niekorzystna z punktu widzenia ekonomicznego, społecznego i środowiskowego i jednocześnie niezwykle trudna do odwrócenia. Konieczna jest zatem koordynacja różnych polityk (np. w zakresie transportu, planowania przestrzennego, budownictwa), ponieważ jej brak prowadzi do nadmiernego rozwoju motoryzacji i wysokich kosztów społecznych i środowiskowych.

Bibliografia

- Adamowicz, M. (2009). Kluczowe czynniki rozwoju rynku samochodów osobowych w Polsce w latach 1998–2007. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania*, 96, 149–176.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115.
- Anselin, L. (2005). *Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook*. Urbana: Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography, University of Illinois.
- Anselin, L., Florax, R. (1995). *Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models*. W: L. Anselin, R. Florax (red.), *New Directions in Spatial Econometrics* (s. 21–74). Berlin: Springer.
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., Yoon, M. J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77–104.
- Cao, X., Huang, X. (2013). City-level determinants of private car ownership in China. *Asian Geographer*, 30(1), 37–53.
- Chen, N., Akar, G., Gordon, S. I., Chen, S. (2021). Where do you live and what do you drive: Built-environmental and spatial effects on vehicle type choice and vehicle use. *International Journal of Sustainable Transportation*, 15(6), 444–455.
- Clark, B., Chatterjee, K., Melia, S. (2016). Changes in level of household car ownership: the role of life events and spatial context. *Transportation*, 43(4), 565–599.
- Clark, S. D. (2007). Estimating Local Car Ownership Models. *Journal of Transport Geography*, 15, 184–197.
- Cliff, A. D., Ord, J. K. (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*. London.
- Covarrubias, V. A., Ramírez Perez, S. M. (red.) (2020). *New Frontiers of the Automobile Industry*. Palgrave Studies of Internationalization in Emerging Markets.
- Dargay, J. M. (2001). The effect of income on car ownership: evidence of asymmetry. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 35(9), 807–821.
- Dargay, J. (2007). The effect of prices and income on car travel in the UK. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 41(10), 949–960.
- Dargay, J., Gately, D. (1999). Income's effect on car and vehicle ownership, worldwide: 1960–2015. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 33(2), 101–138.
- Dargay, J., Gately, D., Sommer, M. (2007). Vehicle ownership and income growth, worldwide: 1960–2030. *The Energy Journal*, 28(4), 143–170.
- Dargay, J. M., Vythoulkas, P. C. (1999). Estimation of a dynamic car ownership model: a pseudo-panel approach. *Journal of Transport Economics and Policy*, 33(3), 287–302.
- Davis, S., Boundy, R. G. (2020). *Transportation Energy Data Book: Edition 39*. Oak Ridge, TN: Oak Ridge National Laboratory.
- Dicken, P. (2015). Wheels of Change: The Automobile Industry. W: P. Dicken (red.), *Global shift: mapping the changing contours of the world economy* (s. 477–509). Singapore: SAGE Publications Ltd., London, Thousand Oaks, New Delhi.
- Ewing, R., Cervero, R. (2010). Travel and the built environment: a meta-analysis. *Journal of the American Planning Association*, 76(3), 265–294.
- Fischer, M. M., Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*. Springer Science & Business Media.
- Florax, R. J., Folmer, H., Rey, S. J. (2003). Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, 33(5), 557–579.
- Gadziński, J., Goras, E. (2019). Jak zmieniła się codzienna ruchliwość mieszkańców polskich miast? 50 lat badań zachowań transportowych ludności w Polsce. *Prace Komisji Geografii Komunikacji PTG*, 22(4), 8–24.
- Giuliano, G., Dargay, J. (2006). Car ownership, travel and land use: a comparison of the US and Great Britain. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 40(2), 106–124.

- Goodwin, P., Dargay, J., Hanly, M. (2004). Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review. *Transport Reviews*, 24(3), 275–292.
- Guerra, E. (2015). The geography of car ownership in Mexico City: a joint model of households' residential location and car ownership decisions. *Journal of Transport Geography*, 43, 171–180.
- Hanly, M., Dargay, J. M. (2000). Car ownership in Great Britain: Panel data analysis. *Transportation Research Record*, 1718(1), 83–89.
- Holmgren, J. (2020). The effect of public transport quality on car ownership – A source of wider benefits?. *Research in Transportation Economics*, 83, artykuł 100957, 1–6.
- Holtzclaw, J., Clear, R., Dittmar, H., Goldstein, D., Haas P. (2002). Location efficiency: Neighborhood and socio-economic characteristics determine auto ownership and use-studies in Chicago, Los Angeles and San Francisco, *Transportation Planning and Technology*, 25(1), 1–27.
- Huang, Y., Qian, L. (2018). Consumer preferences for electric vehicles in lower tier cities of China: Evidences from south Jiangsu region. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 63, 482–497.
- Ikezoe, K., Kiriyama, E., Fujimura, S. (2021). Analysis of car ownership motivation in Tokyo for sustainable mobility service and urban development. *Transport Policy*, 114, 1–14.
- Jong, G. D., Fox, J., Daly, A., Pieters, M., Smit, R. (2004). Comparison of car ownership models. *Transport Reviews*, 24(4), 379–408.
- Karlaftis, M., Golias, J. (2002). Automobile ownership, households without automobiles, and urban traffic parameters: are they related?. *Transportation Research Record*, 1792(1), 29–35.
- Kisiała, W., Kudłak, R., Gadziński, J., Dyba, W., Kołsut, B., Stryjakiewicz, T. (2017). An attempt to model the demand for new cars in Poland and its spatial differences. *Economics and Business Review*, 3(4), 111–127.
- Kołsut, B. (2020). The import of used cars to Poland after EU accession. *Prace Komisji Geografii Przemysłu Polskiego Towarzystwa Geograficznego*, 34(2), 129–143.
- Kołsut, B., Stryjakiewicz, T. (red.) (2023). *The Economic Geography of the Car Market: The Automobile Revolution in an Emerging Economy*. London, New York: Routledge.
- Kołsut, B., Gadziński, J., Stryjakiewicz, T. (2020). Ułomności statystyki motoryzacji w Polsce i ich konsekwencje dla badań geograficznych. *Przegląd Geograficzny*, 92(2), 227–245.
- Komisja Europejska (2022). *Automotive industry*. Pobrano ze strony: https://ec.europa.eu/growth/sectors/automotive-industry_en [dostęp: 12.07.2022].
- Komornicki, T. (2003). Factors of development of car ownership in Poland. *Transport Reviews*, 23(4), 413–431.
- Komornicki, T. (2011). *Przemiany mobilności codziennej Polaków na tle rozwoju motoryzacji* (vol. 227). Warszawa: IGiPZ PAN.
- Kossowski, T. (2010). Teoretyczne aspekty modelowania przestrzennego w badaniach regionalnych. *Biuletyn IGSEiGP UAM, Seria Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, 12, 9–26.
- Kudłak, R., Kołsut, B., Kisiała, W. (2023). Driving gears of car ownership transformation. W: B. Kołsut, T. Stryjakiewicz (red.), *The Economic Geography of the Car Market: The Automobile Revolution in an Emerging Economy* (s. 25–44). London, New York: Routledge.
- Lansley, G. (2016). Cars and socio-economics: understanding neighbourhood variations in car characteristics from administrative data. *Regional Studies, Regional Science*, 3(1), 264–285.
- Lerman, S., Ben-Akiva, M. (1976). Disaggregate behavioural model of automobile ownership. *Transportation Research Record*, 569, 34–55.
- LeSage, J. P., Fischer, M. M. (2008). Spatial growth regressions: model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275–304.

- LeSage, J. P., Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton – London – New York: CRC Press, Taylor & Francis Group, LLC.
- LeSage, J. P. (2008). An Introduction to Spatial Econometrics. *Revue d'économie industrielle*, 123(3e), 19–44, <http://journals.openedition.org/rei/3887>.
- Li, J., Walker, J. L., Srinivasan, S., Anderson, W. P. (2010). Modeling private car ownership in China: investigation of urban form impact across megacities. *Transportation Research Record*, 2193(1), 76–84.
- Longley, P. A., Goodchild, M. F., Maguire, D. J., Rhind, D. W. (2005). *Geographic Information Systems and Science*. John Wiley & Sons.
- Menes, M. (2017). Rozwój pozamiejskiego transportu autobusowego w Polsce w latach 1989–2015. *Transport Samochodowy*, (3), 5–23.
- Morton, C., Anable, J., Nelson, J. D. (2016). Exploring consumer preferences towards electric vehicles: The influence of consumer innovativeness. *Research in Transportation Business & Management*, 18, 18–28.
- Mulalic, I., Rouwendal J., (2020). Does improving public transport decrease car ownership? Evidence from a residential sorting model for the Copenhagen metropolitan area. *Regional Science and Urban Economics*, 83, artykuł 103543.
- Nolan, A. (2010). A dynamic analysis of household car ownership. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 44(6), 446–455.
- Oakil, A. T., Manting, D., Nijland, H. (2018). The role of individual characteristics in car ownership shortly after relationship dissolution. *Transportation*, 45(6), 1871–1882.
- Oakil, A. T. M., Ettema, D., Arentze, T., Timmermans, H. (2014). Changing household car ownership level and life cycle events: an action in anticipation or an action on occurrence, *Transportation*, 41(4), 889–904.
- Potoglou, D., Kanaroglou, P. S. (2008). Modelling car ownership in urban areas: a case study of Hamilton, Canada. *Journal of Transport Geography*, 16(1), 42–54.
- Prillwitz, J., Harms, S., Lanzendorf, M. (2006). Impact of life-course events on car ownership. *Transportation Research Record*, 1985(1), 71–77.
- Pucher, J. (1990). Capitalism, socialism, and urban transportation policies and travel behavior in the east and west. *Journal of the American Planning Association*, 56(3), 278–296.
- Pucher, J. (1995). The road to ruin? Impacts of economic shock therapy on urban transport in Poland. *Transport Policy*, 2(1), 5–13.
- Ritter, N., Vance, C. (2013). Do fewer people mean fewer cars? Population decline and car ownership in Germany. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 50, 74–85.
- Rosik, P. (2016). Determinants of demand in individual transport with particular reference to spatial aspect. *Europa XXI*, 31, 81–94.
- Ryan, J. M., Han, G. (1999). Vehicle-ownership model using family structure and accessibility application to Honolulu, Hawaii. *Transportation Research Record*, 1676(1), 1–10.
- Shen, Q., Chen, P., Pan, H. (2016). Factors affecting car ownership and mode choice in rail transit-supported suburbs of a large Chinese city. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 94, 31–44.
- Stryjakiewicz, T., Kudłak, R., Gadziński, J., Kołsut, B., Dyba, W., & Kisiała, W. (2017). Czasoprzestrzenna analiza rynku nowych samochodów osobowych w Polsce. *Studies of the Industrial Geography Commission of the Polish Geographical Society*, 31(3), 64–79.
- Suhecki, B. (red.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Świetlik, K. (2009). Modele popytu na samochody osobowe na rynku pierwotnym w Polsce w latach 2004–2009. *Pieniądze i Więż*, 44(3), 175–192.

- Taylor, Z., Ciechański, A. (2010). Przekształcenia organizacyjno-własnościowe pasażerskich przedsiębiorstw komunikacji samochodowej. *Transport Miejski i Regionalny*, (2), 19–25.
- Whelan, G. (2007). Modelling car ownership in Great Britain. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 41(3), 205–219.
- Wu, N., Zhao, S., Zhang, Q. (2016). A study on the determinants of private car ownership in China: Findings from the panel data. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 85, 186–195.
- Yamamoto, T. (2008). The impact of life-course events on vehicle ownership dynamics: The cases of France and Japan. *IATSS Research*, 32(2), 34–43.
- Yang, Z., Jia, P., Liu, W., Yin, H. (2017). Car ownership and urban development in Chinese cities: A panel data analysis. *Journal of Transport Geography*, 58, 127–134.
- Younes, B. (1995). The benefits of improving public transport: a myth or reality?. *Transport Reviews*, 15(4), 333–356.

DETERMINANTY POSIADANIA SAMOCHODU W POLSCE: WYNIKI MODELOWANIA W UJĘCIU PRZESTRZENNYM W LATACH 2005 I 2019

Streszczenie

W ciągu ostatnich 30 lat Polska doświadczyła istotnych zmian w zakresie mobilności indywidualnej oraz liczby samochodów osobowych posiadanych przez jej mieszkańców. Celem artykułu jest weryfikacja wpływu wybranych czynników na liczbę posiadanych samochodów w Polsce w 2005 oraz 2019 r. na poziomie lokalnym. Modele ekonometrii przestrzennej wykorzystujące dane obejmujące ponad 36 mln aut zagregowane do poziomu powiatowego sugerują, że w obydwu analizowanych momentach badane zjawisko determinowały codzienne dojazdy do pracy oraz typ zabudowy. Znaczenie innych czynników takich jak dochody, gęstość zaludnienia, wydatki na transport publiczny oraz struktura demograficzna zmieniało się w badanych momentach czasowych.

Słowa kluczowe: Polska, posiadanie samochodu, czynniki ekonomiczne i przestrzenne, ekonometria przestrzenna

JEL: R40

DETERMINANTS OF CAR OWNERSHIP IN POLAND: RESULTS OF SPATIAL MODELING IN 2005 AND 2019

Abstract

Over the last thirty years, Poland has witnessed significant changes in individual mobility and car ownership. This paper identifies the determinants of car ownership at the local level in 2005 and 2019. Spatial econometrics models and data covering more than 36 mln cars aggregated to the level of the powiat (the second-lowest administrative unit in Poland) reveal that car ownership in those years was determined by everyday work mobility and housing type. The role of other factors, e.g. income, population density, expenditure on public transport, and demographic structure, changed during the years in question.

Keywords: Poland, car ownership, economic and spatial determinants, spatial econometrics

JEL: R40