# ekonomia
## międzynarodowa

WYDZIAŁ
EKONOMICZNO-SOCJOLOGICZNY
Uniwersytet Łódzki

# Spis treści

Sustainable Funds Markets: A Comparison of Europe and the USA
(Katarzyna Domańska, Tomasz Miziołek)..... 5

Gender Disparities in Sickness Absence Burden. Insights from Central and Eastern European Countries
(Katarzyna Miszczyńska, Piotr Miszczyński)..... 27

DEBIUT NAUKOWY

Czynniki determinujące opinię publiczną w Polsce w kwestii przyjęcia euro
(Jakub Kuna)..... 43

Ekonomia Międzynarodowa 49 (2025) https://doi.org/10.18778/2082-4440.49.01

Katarzyna Domańska*
Tomasz Miziołek**

# Sustainable Funds Markets: A Comparison of Europe and the USA

## Summary

In recent years, sustainable funds have emerged as one of the most dynamically expanding segments of the global fund market. This trend has been particularly pronounced in two most developed markets: the United States and Europe. However, the rate of expansion, together with its associated conditions, shows substantial differences between these two regions. This article compares the development of sustainable fund markets in the U.S. and Europe between 2020 and 2024 and

* Katarzyna Domańska – magister, Uniwersytet Łódzki, Szkoła Doktorska Nauk Społecznych, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Finansów i Inwestycji Międzynarodowych, katarzyna.daniluk@uni.lodz.pl, https://orcid.org/0000-0003-3346-8788
** Tomasz Miziołek – dr hab., Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Finansów i Inwestycji Międzynarodowych, tomasz.miziolek@uni.lodz.pl, https://orcid.org/0000-0001-7844-9535

© by the Authors, licensee University of Lodz – Lodz University Press, Lodz, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC BY-NC-ND 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/)

**Funding information:** Not applicable. **Conflicts of interests:** None. **Ethical considerations:** The Authors assure of no violations of publication ethics and take full responsibility for the content of the publication.

identifies the key factors driving these trends. Europe significantly outpaced the U.S. in sustainable fund growth due to a more effective legal framework that includes ESG reporting standards and financial investment regulations. The European market has demonstrated stronger resilience to economic and geopolitical disturbances. Investor sentiment declined between 2022 and 2024, which resulted in decreased fund inflows, increased fund closures, mergers, and rebranding activities in both regions.

**Keywords:** sustainable investment trends, mutual funds, financial regulations

**JEL:** F65, G11, Q56

# Rynki funduszy zrównoważonych: porównanie Europy i Stanów Zjednoczonych

## Streszczenie

W ostatnich latach fundusze zrównoważone stały się jednym z najszybciej rozwijających się segmentów globalnego rynku funduszy inwestycyjnych. Zjawisko to jest szczególnie wyraźne w dwóch najbardziej rozwiniętych regionach świata – Stanach Zjednoczonych i Europie. Tempo ekspansji oraz warunki jej towarzyszące wykazują jednak istotne różnice pomiędzy tymi rynkami. Artykuł porównuje rozwój rynków funduszy zrównoważonych w USA i w Europie w latach 2020–2024, wskazując kluczowe czynniki determinujące obserwowane tendencje. Europa zdecydowanie wyprzedziła Stany Zjednoczone pod względem dynamiki wzrostu funduszy zrównoważonych, co wynika przede wszystkim z bardziej skutecznych ram prawnych, obejmujących standardy raportowania ESG oraz regulacje dotyczące inwestycji finansowych. Rynek europejski wykazał również większą odporność na zaburzenia gospodarcze i geopolityczne. W latach 2022–2024 nastroje inwestorów uległy pogorszeniu, co przełożyło się na spadek napływu kapitału do funduszy, wzrost liczby ich likwidacji, fuzji oraz procesów rebrandingu w obu regionach.

**Słowa kluczowe:** trendy inwestycji zrównoważonych, fundusze inwestycyjne, regulacje finansowe

# 1. Introduction

Growing social awareness of global challenges and increasing prominence of the sustainable development paradigm has prompted interest in investments that adhere to sustainability criteria (ESG – Environmental, Social, Governance). Therefore, sustainable investment funds incorporating these principles are becoming increasingly popular among investors who seek, alongside performance, a positive impact on the environment and society. The Morgan Stanley Institute for Sustainable Investing survey (2024) showed that 54% of individual investors intended to increase their sustainable investments in 2024, and 77% were interested in sustainable investing. Bioy et al. (2025a) reported that at the end of 2024, the global sustainable fund market reached USD 3.2 trillion.

According to Schoenmaker (2018), sustainable investment entails a "long-term investment approach, which integrates ESG factors into the research, analysis, and selection process of securities within an investment portfolio." In this study, we adopt the Bioy et al. (2025a) approach and assume that the global sustainable fund universe encompasses open-end funds and exchange-traded funds that, through their prospectus or other regulatory filings, claim to focus on sustainability, impact, or environmental, social, and governance factors.

Notably, from a definitional standpoint, "sustainable funds" lack a single, universal definition across jurisdictions and data providers. Eurosif (2024) proposes a four-tier classification (Basic ESG, Advanced ESG, Impact-Aligned, and Impact-Generating), based on binding sustainability criteria across the investment process. GSIA's Global Sustainable Investment Review uses a broad taxonomy (e.g., exclusionary/norms-based screening, ESG integration, thematic and impact investing, stewardship) that aggregates region-specific practices. By contrast, ESMA (2024) links the use of ESG/sustainability terms in fund names to quantitative thresholds under the EU's SFDR regime, thereby anchoring definitions in enforceable disclosure rules. These methodological and regulatory divergences limit cross-market comparability and help explain discrepancies in the reported scale and performance of "sustainable" fund segments.

Even though the assets of sustainable funds worldwide exhibit an upward trend (Bioy et al. 2025a), market growth remains inconsistent between regions. Globally, sustainable fund assets were distributed with Europe at 84% of market share, while the U.S. held 11% at the end of December 2024 (Bioy et al. 2025a). The European market leads in sustainable investment funds, even though the U.S. holds 53.3% of global regulated open-end fund assets, compared with Europe's 29.8% share in 2024 (EFAMA 2025).

This research investigates the sustainable fund market's development across Europe and the U.S. from 2020 through 2024 by analyzing fund flows, total net assets, the number of funds, and fee levels. Given the rapid expansion of sustainable

investing, especially in Europe, we examine the extent to which regulatory frameworks, investor preferences, and economic factors have influenced this growth. Our main goal is to identify the underlying structural differences between these two regions and assess their broader implications for investors, regulators, and other stakeholders.

## 2. Regulatory frameworks of sustainable funds

The sustainable investment landscape shows significant differences between Europe and the United States due to their legal and political systems. Soyombo et al. (2024) state that the differences in sustainability reporting between the United States and Europe are due to distinct regulatory frameworks, cultural factors, and stakeholder demands. The United States does not have mandatory ESG reporting laws, so practice is largely shaped by voluntary choices made by companies. By contrast, European companies must disclose sustainability issues through legal requirements, reflecting policy initiatives that seek to incorporate ESG principles into financial decision-making.

Singhania and Saini (2021) point out that the EU requires mandatory disclosure of non-financial information, a policy embraced by many member states. The EU's ESG regulatory framework presents both challenges and opportunities for improvement. Frecautan and Nita (2022) also recognize its essential value as a strategic instrument for climate transition activities of companies, their employees, and consumers. EU policy supports sustainable investment practices and protects against greenwashing activities (European Parliament 2023). The main regulations for sustainable investments in the European Union are detailed in Table 1.

The EU has revised numerous investment regulations to include ESG criteria in its framework. The Alternative Investment Fund Managers Directive (AIFMD) and the Undertakings for Collective Investment in Transferable Securities (UCITS) Directive have been updated to include sustainability requirements that added ESG risk-management obligations and disclosure requirements (ESMA 2019). The Sustainable Finance Disclosure Regulation (SFDR) and Taxonomy Regulation receive enforcement support from European supervisory authorities, including the European Securities and Markets Authority (ESMA), the European Banking Authority (EBA), and the European Insurance and Occupational Pensions Authority (EIOPA). These authorities help connect regulatory goals with real-world operational capabilities. Regulatory technical standards (RTS) operationalize high-level rules into specific, enforceable requirements (ESMA 2019). Through their guidelines, financial institutions receive directions to properly execute the regulations.

**Table 1.** Selected ESG and sustainable investment regulations concerning financial institutions and financial market participants in the EU (as of January 2025)

| Regulation | Legal Act | Scope | Key Requirements |
|---|---|---|---|
| **Sustainable Finance Disclosure Regulation (SFDR)** | Regulation (EU) 2019/2088 | Financial market participants, investment funds, financial advisors | Classifies funds into Article 6 (no ESG integration), Article 8 ('light green' – promotes ESG), and Article 9 ('dark green' – fully sustainable investments). Mandates ESG-related disclosures at both the entity and product levels. |
| **EU Taxonomy Regulation** | Regulation (EU) 2020/852 | Large companies, financial institutions, and investors marketing sustainable products | Establishes six environmental objectives: climate change mitigation, climate change adaptation, sustainable water use, circular economy, pollution prevention, and biodiversity protection. Provides technical screening criteria for sustainable economic activities. |
| **Corporate Sustainability Reporting Directive (CSRD)** | Directive (EU) 2022/2464 | Large EU companies (250+ employees, €40M revenue, €20M assets) and listed SMEs | Expands mandatory ESG disclosure obligations, requiring detailed reporting on environmental, social, and governance aspects in accordance with European Sustainability Reporting Standards (ESRS). |
| **Markets in Financial Instruments Directive II (MiFID II)** | Directive 2014/65/EU | Investment firms, financial advisors, asset managers | Requires financial advisors to integrate clients' ESG preferences into investment suitability assessments. Mandates ESG training for advisors to ensure informed client guidance. |
| **Amendment to Delegated Regulation (EU) 2017/565 under MiFID II** | Regulation (EU) 2021/1253 | Investment firms, portfolio managers, and financial advisors under MiFID II | Amends MiFID II delegated acts to integrate clients' sustainability preferences into the investment advisory and portfolio management processes. Requires firms to assess and document ESG preferences during client suitability assessments, and to offer financial instruments aligned with those preferences. |
| **European Green Bond Standard (EUGBS)** | Regulation (EU) 2024/917 | Issuers of green bonds within the EU | Establishes a voluntary standard for green bonds aligned with the EU Taxonomy. Requires detailed reporting on the use of proceeds and external verification to enhance transparency and credibility in the green bond market. |
| **EU Benchmark Regulation (EU BMR) – ESG Benchmarks** | Regulation (EU) 2019/2089 (amending EU BMR) | Index providers and benchmark administrators offering ESG-related indices | Introduces EU Climate Transition Benchmarks and EU Paris-Aligned Benchmarks. Ensures transparency in ESG benchmark methodologies and alignment with sustainability objectives. |

Source: Own elaboration.

The European Union promotes sustainable development, encouraging European countries outside the EU to harmonize their regulations with EU standards. In the United Kingdom, the Task Force on Climate-related Financial Disclosures (TCFD) Regulations (2022) enforce TCFD reporting, and the Financial Conduct Authority (2023) ensures transparency of sustainability claims. In Switzerland, 2024 regulations issued by the Federal Council oblige companies to disclose climate risks and face corporate accountability measures. Under the Norwegian Transparency Act, businesses must conduct supply-chain due diligence, and the Ministry encourages financial reporting to follow TCFD guidelines (Norwegian Ministry of Labor and Social Inclusion 2022). These efforts reflect Europe's broader commitment to sustainable regulations.

The United States does not operate under a single framework that governs sustainable investing regulations. Rules and priorities differ between Democratic and Republican administrations. Party control shapes sustainable-investment rules and the broader regulatory environment. Laidler (2017) explains that Democrats usually back regulations that advance environmental sustainability and address climate change. The Republican Party often views such measures as financial restrictions, arguing that ESG factors should influence decisions only when they are financially material. Political polarization creates major challenges for the United States to establish and reach environmental sustainability targets (Akadiri, Alola 2020), posing obstacles to long-term, cohesive, and effective nature- and social-protection policies.

Liscow and Sunstein (2024) argue that regulatory frameworks under Democratic leadership focus on welfare and equity. The Enhancement and Standardization of Climate-Related Disclosures for Investors (Securities and Exchange Commission 2022), together with the Inflation Reduction Act (U.S. Congress 2022), were established under a Democratic administration. Regulatory agencies permitted fiduciaries to analyze ESG factors in retirement-plan investments as long as those factors were financially material (Employee Benefits Security Administration 2022). These regulations led businesses to disclose climate-risk information and helped drive sustainable-investment development.

By contrast, Republican administrations have taken a more restrictive approach. Numerous legal acts introduced under Republican control prioritize financial returns over sustainability considerations. The Financial Factors in Selecting Plan Investments Rule prohibited fiduciaries from considering ESG factors unless they could demonstrate a direct financial benefit (U.S. Department of Labor 2020). At the state level, Republican-led states such as Texas and Florida passed laws restricting state pension funds from incorporating ESG factors, arguing that such considerations introduce political biases into financial decision-making (Harvard Law School Forum on Corporate Governance 2023). As a consequence of these contradictory political aims, the U.S. legal framework for sustainable investments consists of both pro-ESG and anti-ESG acts. Table 2 summarizes the key sustainable-investment regulations in the U.S.

**Table 2.** Selected ESG and sustainable investment regulations in the USA (as of January 2025)

| Regulation | Legal Act | Scope | Key Requirements |
|---|---|---|---|
| **Investment Company Act ESG Rule ('Names Rule')** | Amendments to Rule 35d-1 (2023) | Investment funds registered under the Investment Company Act of 1940 | Mandates that any fund using ESG-related terms in its fund name or marketing materials must allocate at least 80% of assets to investments that align with its stated ESG objectives. Requires clearer prospectus disclosures regarding ESG integration. |
| **Department of Labor (DOL) ESG Rule under ERISA** | Prudence and Loyalty in Selecting Plan Investments and Exercising Shareholder Rights (2023) | Private-sector retirement plans regulated under ERISA | Allows fiduciaries of 401(k) and pension plans to consider ESG factors only when they are financially material to investment performance. Prohibits using ESG factors for non-financial objectives in retirement plan management. |
| **Texas Anti-ESG Investment Law** | Senate Bill 13 (SB 13) (2021) | Texas public pension funds & state investment agencies | Bans state pension funds and agencies from investing in financial institutions that 'boycott' fossil fuel companies. Requires the Texas Comptroller to maintain a public list of restricted financial institutions. |
| **Florida Anti-ESG Investment Law** | House Bill 3 (HB 3) (2023) | State and local government investment entities | Prohibits ESG factors from being used in state contracts, municipal bond issuance, and pension fund management. Mandates that all investment decisions be based exclusively on pecuniary financial returns. |
| **Illinois Pro-ESG Investment Law** | House Bill 4812 (HB 4812) (2022) | State pension funds in Illinois | Requires state-managed retirement funds to develop and disclose an ESG integration strategy, report annually on their ESG investment approach, and consider climate risk assessments in portfolio management. |

Source: Own elaboration.

Singhania and Saini (2021) state that the USA has a less centralized approach to ESG regulation than the EU, with a mix of voluntary and mandatory disclosure practices. Camilleri (2015) states that the absence of a standardized regulatory framework in the USA has resulted in a diverse landscape of reporting methodologies. Companies tend to follow global standards like the Global Reporting Initiative (GRI) or industry-specific methodologies, as investor and consumer expectations demand so. Table 3 outlines the main differences in the ESG Regulations in Europe and the United States.

**Table 3.** Comparison of ESG regulations in Europe and the United States

| Criteria | Europe | United States |
|---|---|---|
| **Legal Approach** | Comprehensive, mandatory regulations at the EU level (SFDR, CSRD, Taxonomy Regulation, MiFID II). National rules (UK, Switzerland, Norway). | Fragmented; varies by administration. No unified federal framework. State-level ESG restrictions exist in some Republican-led states. |
| **Sustainability Taxonomy** | EU Taxonomy Regulation defines six environmental objectives for classifying sustainable activities. | No federal taxonomy: sustainability definitions depend on voluntary standards and market-driven classifications (SASB, TCFD, GRI). |
| **Investment Fund Classification** | SFDR categorizes funds into Article 6 (no ESG integration), Article 8 (promotes ESG), and Article 9 (fully sustainable). | No official classification system: ESG labels are determined by fund managers and industry self-regulation. The SEC adopted amendments to the Names Rule, requiring funds with names suggesting specific characteristics (e.g., ESG) to invest at least 80% of their assets accordingly. |
| **Corporate Sustainability Reporting** | CSRD mandates ESG disclosures for large and publicly listed SMEs. | SEC (2022) proposed mandatory climate disclosures, but implementation is politically contested. Many firms voluntarily adopt GRI, SASB, or TCFD standards. |
| **Financial Advisory Requirements** | MiFID II requires financial advisors to consider clients' ESG preferences in investment advice. | No federal requirement for financial advisors to consider ESG. Some advisory firms voluntarily integrate ESG into investment recommendations. |
| **Climate Risk Disclosure** | Mandatory under CSRD and EU Taxonomy Regulation. National--level obligations exist in the UK, Switzerland, and Norway. | SEC (2022) proposed climate-related disclosure rules, but enforcement depends on political landscape. Many companies follow TCFD voluntarily. |
| **Regulatory Stability** | Stable, long-term framework at the EU level with evolving updates to enhance ESG integration. | Highly volatile due to political polarization; regulations change between Democratic and Republican administrations. |
| **Government Incentives for Sustainable Investment** | EU Green Deal and national-level initiatives support green investment through subsidies and financing mechanisms. | Inflation Reduction Act (2022) provided financial incentives for clean energy and sustainable infrastructure investments. |
| **Restrictions on ESG Integration** | No restrictions: ESG integration is actively promoted by EU policies. | Republican-led states (e.g., Texas, Florida) restrict ESG investing in state pension funds. |

Source: Own elaboration.

# 3. Sustainable funds markets in Europe and the USA

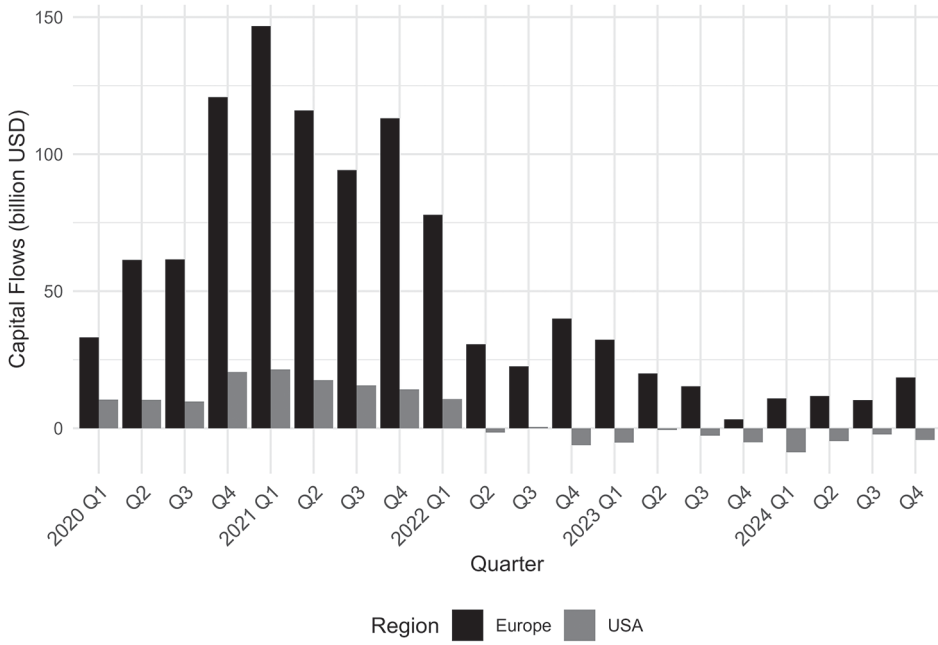
This quantitative analysis of sustainable-fund market development in Europe and the U.S. between 2020 and 2024 examines four elements: capital flows, assets, the number of funds, and cost structures. Regarding the first three, the research follows the Morningstar methodology and includes open-end funds (OEFs) and exchange-traded funds (ETFs) that use ESG criteria for security selection and demonstrate a sustainability theme or aim to create a measurable positive social impact alongside financial performance (Bioy et al. 2020).

According to Morningstar's methodology, the global sustainable fund universe encompasses OEFs and ETFs that, by prospectus or other regulatory filings, claim to focus on sustainability, impact, or environmental, social, and governance factors. This universe is based on intentionality. Morningstar identifies intentionality using a combination of fund names and information detailed in fund documents, which should contain enough detail to make clear that ESG issues play an important role in security selection and portfolio construction. The global sustainable fund universe contains neither funds referred to as "ESG-integrated funds" (which do not make ESG considerations the focus of the investment process) nor funds that employ limited exclusionary screens such as controversial weapons, tobacco, and thermal coal (whether combined with an ESG-integration approach or not). Meanwhile, it includes ESG-screened passive funds, since exclusions are typically the sole purpose of their strategy (Bioy et al. 2025b). Because this methodology is not based on any particular regulatory framework, it differs significantly from the EU's SFDR, which defines "sustainable investments" at the holdings level.

European- and U.S.-domiciled sustainable funds attracted USD 1.13 trillion in net capital inflows during the five years, showing strong investor interest in these products. The majority of this capital (92%) went to European-domiciled funds, which received USD 1.04 trillion. Notably, the European market received positive capital inflows during all five years under evaluation. The largest capital inflows occurred during 2021 (USD 470 billion), and 2022 brought USD 277 billion.

The COVID-19 pandemic created financial-market instability in 2020; however, ESG interest surged, supported by new regulations and studies suggesting that companies with stronger ESG profiles outperformed during downturns. This led to substantial investment inflows in the last quarter of 2020 and throughout 2021, with quarterly inflows exceeding USD 100 billion (Bioy et al. 2021). Sustainable funds continued to receive capital at a stable rate despite harsh conditions in equity and fixed-income markets during 2022. The subsequent two years saw net sales decline substantially; however, they remained positive. The decrease in sales stemmed from inconsistent fund performance, greenwashing concerns, geopolitical and regulatory uncertainties, and rising opposition to ESG in the U.S.

**Figure 1.** Net capital flows into sustainable funds in Europe and the USA (2020–2024)




Source: Own elaboration based on Morningstar Reports.

In 2022, the European sustainable-investment market experienced a significant shift toward passive sustainable funds, as investors favored index-tracking strategies primarily for cost efficiency. The market preference for passive sustainable funds became most pronounced during 2023 and 2024, when these funds received USD 142 billion while active sustainable funds lost USD 12 billion (Bioy et al. 2025a). Demand for sustainable products remained strong in 2022–2023, even as conventional funds experienced EUR 266 billion in net outflows (ALFI 2024).

Net flows into U.S. sustainable funds peaked in the first quarter of 2021 and have been steadily declining since then. Over the analyzed period, significant purchases were observed mainly in 2020 and 2021, with total inflows amounting to USD 120 billion. Although net inflows in 2022 were close to zero, this was relatively positive given that the overall U.S. fund market experienced USD 370 billion of outflows that year (Bioy et al. 2023). In the following two years, U.S. sustainable funds faced multiple headwinds: average returns lagged conventional peers, political tensions surrounding ESG continued, and concerns about greenwashing remained unresolved. Further complicated by state-level actions restricting the use of ESG criteria in investment decisions, these factors prompted many investors to withdraw from such funds. As a result, total redemptions reached USD 34 billion in 2023–2024. This trend contrasts with the strong demand for long-term U.S. mutual

funds and ETFs, which received a combined USD 721 billion in net inflows in 2024. Despite shifting sentiment, passive funds consistently outperformed their active counterparts in terms of net flows. Index-tracking sustainable products received more capital from 2020 to 2022 and experienced reduced outflows in 2024 compared with actively managed funds, with 2023 the only exception.

The substantial difference between European-domiciled and U.S. sustainable funds is reflected in their assets under management (AUM). At the end of 2024, European sustainable funds managed USD 2.68 trillion in assets, while U.S. sustainable funds managed USD 0.34 trillion. European funds held the largest share of global sustainable-fund assets, accounting for 81–85% during 2020–2024 (average 82.8%), while U.S. funds held 10–15% (average 12.3%). European sustainable funds achieved a compound quarterly growth rate (CQGR) of 7.5%, while U.S. sustainable funds experienced a CQGR of 5.7%. Funds in the rest of the world (Asia, Canada, Australia, New Zealand) accounted for only 5.1% of total AUM at the end of 2024 (USD 163 billion).

Even though, based on the MSCI Europe and MSCI USA indexes, European equity returns were lower in 2020–2021 and 2023–2024, European sustainable-fund assets still grew faster than in the U.S. Despite adverse market conditions, European sustainable funds expanded their dominance over their U.S. counterparts, primarily due to strong regional demand for sustainable products. During 2020–2021, the U.S. sustainable-fund market's largest growth came mainly from rising stock-market values rather than new investor contributions. In the subsequent three years, U.S. sustainable-fund assets failed to surpass their end-2021 peak; the 2023–2024 equity rally proved insufficient to offset persistent outflows.

By the end of 2023, the sustainable-funds sector accounted for about 19% of European fund assets – higher within equity funds. According to EFAMA (2024), the share of net assets of sustainable equity UCITS in total equity UCITS assets in Europe increased from 19% to 23% in 2019–2023. In contrast, the U.S. maintained its sustainable-fund market share at less than 1% (ALFI 2024). The European sustainable-fund market is less concentrated than in the U.S.: at the end of 2024, the top five managers in Europe (BlackRock, UBS, Amundi, Swisscanto, DWS) accounted for 34.2% of total net assets, whereas in the U.S. the top five (BlackRock, Vanguard, Parnassus, Morgan Stanley, Nuveen) held 56.4% (Bioy et al. 2025a).

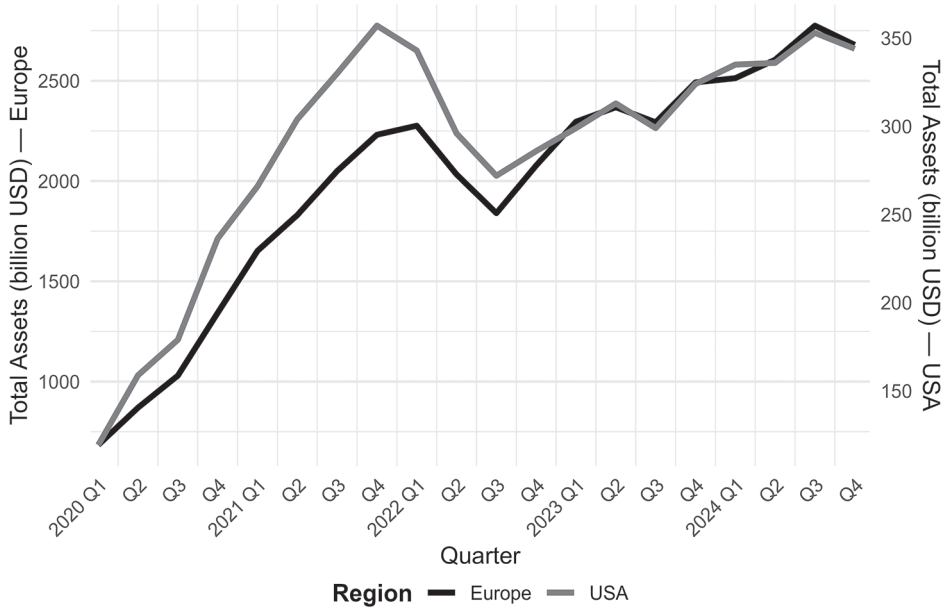
In terms of management style, both regions display a similar AUM mix: active strategies remain dominant. In Europe, roughly two-thirds of sustainable AUM (about USD 1.8 trillion) are actively managed; in the U.S., about 60% (about USD 0.2 trillion) are active (Bioy et al. 2025c). At the same time, flow data indicates a persistent rotation toward lower-cost, index-based vehicles, steadily lifting the passive ESG share.

Although the secular shift toward sustainable ETFs – predominantly passive instruments (approximately 91%) – continues to accelerate, these funds still

represent a minority share of total assets in both regions: around 19% (USD 0.45 trillion) in Europe and around 23% (USD 0.07 trillion) in North America as of end-2024 (ISS 2025). Nevertheless, the dynamic global expansion of passive instruments, particularly ETFs, highlights the growing appeal of index-based strategies within the sustainable-funds segment.

The most pronounced growth can be observed in European markets, where the development of insurance companies and pension funds constitutes a key driver of ESG-ETF asset accumulation. Beyond purely financial factors, several structural and institutional determinants also play an important role in Europe, including the level of stock-market development, the degree of ICT adoption, financial access and literacy, and the prevalence of tertiary education. By contrast, the influence of sustainable-fund performance and taxation levels appears relatively limited (Marszk, Lechman 2024). These factors help explain why sustainable funds continue to attract investors in Europe even when their performance lags conventional or partially sustainable funds. Empirical evidence supports this observation: Bosio et al. (2025) examine 9,620 mutual funds distributed in Europe between October 2018 and January 2025 and find that Article 9 funds significantly underperformed both Article 6 and Article 8 funds.

**Figure 2.** Total assets of sustainable funds in Europe and the USA (2020–2024)



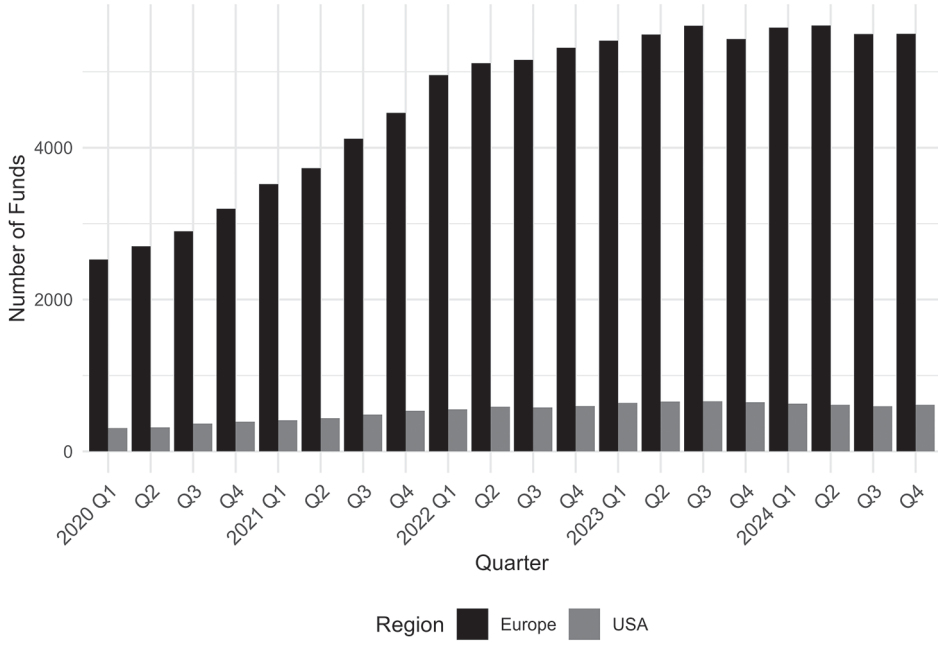

Source: Own elaboration based on Morningstar Reports.

A similar discrepancy to that observed in capital flows and assets under management is also evident in the statistics concerning the number of sustainable funds and the pace of product development. The total number of sustainable funds in Europe maintained a 90 percent share of the combined market during 2020 through 2024, despite all legal and economic changes in the broader environment. The European sustainable fund numbers experienced continuous growth between 2020 and 2024 at a compound quarterly rate of 4.2 percent.

An important feature of the European market is that most ETFs, including sustainable ones, are cross-listed, which means that their shares (units) trade simultaneously on more than one stock exchange. Frequently, a fund that is fundamentally identical in terms of exposure and costs is offered as a separate instrument on different exchanges, often with varying share classes or trading currencies (Marszk, Lechman 2019). According to PwC (2024), 38.3% of European ETFs have two-three listings, and another 26.8% have four or more. Consequently, the headline number of sustainable ETFs in Europe is, to some extent, inflated by the absence of a single unified market such as in the U.S.

Two primary factors behind this growth were the launch of new sustainable investment funds and the transformation of existing conventional funds into sustainable ones. The European market experienced rapid new fund launches throughout 2020 and 2021. Asset management companies launched complete sustainable fund families during 2020 and 2021 because investors showed an increasing interest in sustainable investments (see Figure 3).

**Figure 3.** Number of sustainable funds in Europe and the USA (2020–2024)




Source: Own elaboration based on Morningstar Reports.

New launches and repurposing weakened markedly over the past three years, with a pronounced slowdown in 2024. Managers shifted toward a "quality over quantity" approach, emphasizing differentiation (Bioy et al. 2025a). Regulatory momentum intensified with ESMA's (2024) guidelines on the use of ESG- and sustainability-related terms in fund names. Against persistent greenwashing allegations, leading managers such as BlackRock, DWS, BNP Paribas, UBS, and State Street Global Advisors responded by renaming funds or adjusting investment approaches to meet the new standards (Gordon 2025). Following the May 2024 release of the ESMA guidelines, the European market recorded a 20% decline in sustainability-named funds (Gangadia 2025). Collectively, these developments produced a notable deceleration in the growth of ESG-labeled funds in recent quarters, with some periods registering negative growth.

At the end of the period, the U.S. sustainable-fund market remained much smaller than Europe's, with 612 registered products versus 5,502 in Europe, and it also exhibited less product variety. However, this asymmetry reflects structural differences rather than a simple gap in "development." Europe's market is more complex and fragmented owing to heterogeneous regulation and investor behavior. European investors have long favored locally domiciled products; combined with jurisdiction-specific rules, this preference encourages vehicles tailored to national markets, often duplicating similar approaches. By contrast, the U.S. market's centralization supports fewer funds with wider distribution and scalability.

Rising investor demand drove substantial product development in the U.S. between 2020 and 2022, when the market added over 100 sustainable funds per year, compared with about 50 per year in 2015–2019. Most were new launches; only a small share reflected reclassifications. Momentum reversed in the second half of 2023 as investor interest waned, and the downturn persisted through 2024. New launches fell sharply from mid-2023, with only a handful introduced each quarter; in total, the U.S. saw just 10 new sustainable funds in 2024.

Closures followed a different trajectory. Before 2022, shuttering sustainable funds was rare. Starting in 2023, however, managers began reducing sustainable-fund line-ups as interest declined. Closures were accompanied by mergers and removals of sustainability mandates. Affected strategies included broad ESG, low-carbon equity, net-zero transition, energy transition, gender equality, and ocean health. Some liquidated funds had previously been repositioned but failed to secure durable inflows. The U.S. recorded more closures than launches beginning in Q4 2023 (Bioy et al. 2025a).

Another difference between European and U.S. markets lies in fee levels. ESMA (2025) reports that in 2023 the average total expense ratio (TER) for retail ESG UCITS funds in Europe was 1.1%. On average, ongoing costs of ESG funds were similar to those of non-ESG funds, although the asset-weighted costs of ESG funds were higher until 2021. Initial subscription fees for ESG funds were

higher, at 2.3%, and redemption fees were also higher, by 2.2 percentage points, than those of conventional funds. From 2019 to 2023, the expense ratio of ESG funds consistently exceeded that of non-ESG funds. The average ongoing expenses for ESG funds reached 1.2%, versus 1.1% for non-ESG funds. One-off fees were 0.6% for ESG funds and 0.5% for non-ESG funds. Morningstar research shows a cost advantage for ESG funds in Europe: the asset-weighted average cost was 0.83% for ESG funds and 0.90% for non-ESG funds across six major categories (Wang et al. 2024). Fees have declined steadily over the years: average 2024 fees were 47% lower than in 2013. ESMA (2022) also finds that ESG funds tend to invest in larger companies and focus on developed markets more than non-ESG funds, which helps explain lower ongoing costs.

In the U.S., the asset-weighted average net expense ratio of sustainable funds was 0.52% in Q4 2023. This ratio reflects the share of assets that goes toward operating and management expenses (including 12b-1 fees and administrative costs), excluding brokerage costs and sales loads. Average asset-weighted fees for U.S. sustainable funds decreased by 44% over the last decade, driven by numerous low-cost sustainable index mutual funds and ETFs that attracted significant inflows (Evens, Armour 2024).

Similarly, U.S. sustainable funds have slightly lower expenses than non-ESG funds. Black and Kölbel (2024) show that, controlling for fund characteristics, U.S. ESG funds charged net expense ratios 9.5–12.7 basis points lower than non-ESG funds over 2011–2024. The cost advantage started in 2015 and remained statistically significant through 2024. However, gross expense ratios were higher for ESG funds because they include full operating and distribution costs before fee waivers or reimbursements. Some asset managers use fee reductions for ESG funds as a marketing tactic to offset concerns about performance. Because ESG funds often maintain portfolios similar to conventional peers, competition within the ESG segment has intensified. Managers sometimes pursue cross-selling, using ESG funds to attract new investors who may later be directed toward higher-cost products in the same family. Current market conditions mean investors choosing sustainable funds do not face a "greenium," as fees are not higher than for conventional funds.

## 4. Conclusion

Europe and the United States represent two most significant markets for sustainable funds globally. Together, they account for approximately 95% of global AUM in this category and around 80% of the total number of sustainable funds as of end-2024. However, sustainable investing is a segment where Europe maintains market dominance compared with the conventional U.S. leadership in global

investment funds. Europe leads through superior net inflows, larger AUM, and broader product offerings.

These two markets differ substantially because Europe implements stronger regulations and its population demonstrates greater enthusiasm for sustainable development. The institutional structure of sustainable finance diverges meaningfully between Europe and the U.S. European countries began pursuing the UN Sustainable Development Goals through national-level actions in the late twentieth century, followed by systematic advances within the EU framework. These provisions – particularly for sustainable financial products – emerged from a deep commitment to sustainable development. Europe's asset-management sector adopted sustainable practices earlier and at larger scale than in the U.S., supported by investors with greater awareness of environmental and social impacts.

Interest in sustainable products had been rising over the previous decade, but 2020 was a defining moment that transformed sustainable-fund markets in both regions. The COVID-19 shock underscored the need for rapid adoption of sustainable practices across operations and investment approaches. Sustainable funds received intense inflows throughout 2020–2021. In Europe, legislative measures such as SFDR and the EU Taxonomy further boosted demand.

In contrast, U.S. sustainable funds also saw a rising interest, albeit from a lower base. Greenwashing concerns and political opposition to ESG limited adoption, with several states passing anti-ESG measures that created a less favorable regulatory environment than in Europe.

Despite differences, both markets faced similar macro and political headwinds. In 2022 – amid higher inflation, rising rates, recession fears, and Russia's invasion of Ukraine – European sustainable funds proved resilient, maintaining substantial inflows. U.S. sustainable funds, by contrast, posted their first net outflow of the decade. In Europe, demand for low-cost passive products – especially ETFs – helped limit outflows, but this stability coincided with record numbers of closures, mergers, and rebranding. Many managers reacted to evolving regulatory expectations and reputational risks by removing or altering ESG-related terminology in fund names and strategies.

Although the European and U.S. markets differ in structural, regulatory, and cultural dimensions, they share broader arcs over the past five years: rapid early growth with significant inflows and product launches, followed by moderation as the segment matured and macro conditions shifted. As competition increased and demand moderated, only products delivering on performance and meeting investors' needs persisted.

In summary, dynamics in both regions is driven by regulation, investor preferences, and product design – but constrained by divergent definitions of "sustainability." The lack of a universal taxonomy across Eurosif, GSIA, and ESMA limits cross-market comparability and complicates performance assessment. For

investors, due diligence on the methodological underpinnings of ESG labels and data sources is essential to manage classification risk, evaluate performance, and mitigate greenwashing exposure. For policymakers and regulators, the results highlight the need for international coordination and convergence of disclosure standards to improve comparability, credibility, and investor protection.

The study's main limitation lies in its reliance on Morningstar data which, although widely adopted by institutions such as the OECD, the World Bank, and leading financial-research firms, is not universally used. Divergent frameworks developed by Eurosif, GSIA, MSCI, and ESMA use different inclusion criteria and sustainability taxonomies, which may introduce definitional and selection biases. Future research should integrate multiple data providers and methodological approaches to capture the heterogeneity of sustainable-investment practices across jurisdictions. Expanding the analysis to include emerging markets, fund-level ESG metrics, and longitudinal performance effects would provide a more comprehensive understanding of the global evolution of sustainable finance and its regulatory implications.

## References


Akadiri S., Alola A. (2020), *The role of partisan conflict in environmental sustainability targets of the United States*, "Environmental Science and Pollution Research", 27: 10265–10274, https://doi.org/10.1007/s11356-019-07174-8

ALFI (2024), *European Sustainable Investment Funds Study 2024. Sustainable Investing Fuelling Resilient Growth for the Future*, https://www.alfi.lu/en-gb/pages/setting-up-in-luxembourg/responsible-investing/european-sustainable-investment-funds-study-2024

Bioy H., Jmili S., Petit A., Boyadzhiev D., Stankiewicz A., Tam I., Hall E., Sato H., Seyunghye Jung A., Chow W. (2022), *Global Sustainable Fund Flows: Q4 2021 in Review. Flows and assets continue to grow at the end of a landmark year*, https://www.morningstar.com/lp/global-esg-flows

Bioy H., Pucci N., Stewart L., Carabia A. (2025c), *US Sustainable Funds Landscape 2024 in Review*, https://www.morningstar.com/lp/sustainable-funds-landscape-report

Bioy H., Stuart E., Boyadzhiev D., Petit A., Alladi A. (2021). *European Sustainable Funds Landscape: 2020 in Review. A Year of Broken Records Heralding a New Era for Sustainable Investing in Europe*, https://www.morningstar.com/en-uk/lp/sustainable-funds-landscape

Bioy H., Stuart E., Hale J., Tam I., Kennaway G., Sato H., Seyunghye Jung A. (2020), *Global Sustainable Fund Flows. ESG funds show resilience during COVID-19 sell-off*, https://www.morningstar.com/lp/global-esg-flows

Bioy H., Wang B., Carabia A., Lennkvist A., Popat S., Beaudoin H., Mizuta R. (2025b), *Global Sustainable Fund Flows: Q1 2025 in Review. Record-high outflows amid new geopolitical challenges and an intensifying ESG backlash*, https://www.morningstar.com/business/insights/research/global-esg-flows

Bioy H., Wang B., Pettit A., Stankiewicz A., Mohamed A., Hall E., Sato H., Seunghye Jung A., Beaudoin H. (2023), *Global Sustainable Fund Flows: Q4 2022 in Review. European investors show continued appetite for ESG products despite headwinds, while U.S. investors retreat*, https://www.morningstar.com/lp/global-esg-flows

Bioy H., Wang B., Pucci N., Carabia A., Popat S., Beaudoin H., Mizuta R., Biddappa A.R. (2025a), *Global Sustainable Fund Flows: Q4 2024 in Review*, https://www.morningstar.com/lp/global-esg-flows

Black A., Kölbel J. (2024), *The Puzzle of ESG Fund Fees. Swiss Finance Institute*, N° 24-109, https://www.sfi.ch/en/publications/n-24-109-the-puzzle-of-esg-fund-fees, https://doi.org/10.2139/ssrn.5053459

Bosio A.O., Giudici G., Taglialatela J. (2025). *"Sustainable" Versus "Traditional" Mutual Funds: Is There Really a Difference? A Comparative Analysis Within the EU SFDR Classification Framework. Business Strategy and Development*, https://doi.org/10.1002/bse.70083

BVI (2020), *How far is the sustainable fund market in Europe? On the Competitive Position of the German Asset Management Industry*, https://www.bvi.de/uploads/tx_bvibcenter/2020_European_Sustainable_Fund_Market_02.pdf

California Legislature (2023), *Senate Bill 253 & Senate Bill 261 (SB 253 & SB 261), 2023–2024 Session*, https://leginfo.legislature.ca.gov

Camilleri M. (2015), *Environmental, Social and Governance Disclosures in Europe*, "Sustainability Accounting, Management and Policy Journal", 6: 224–242, https://doi.org/10.1108/SAMPJ-10-2014-0065

EFAMA (2024), *Sustainable equity UCITS. Promoting sustainable business models*, https://www.efama.org/sites/default/files/files/market-insights-18-sustainable-equity-ucits.pdf

EFAMA (2025), *Worldwide Regulated Open-end Fund Assets and Flows. Trends in the Fourth Quarter of 2024*, https://www.efama.org/sites/default/files/international-statistical-release-q4-2024.pdf

Employee Benefits Security Administration (2022), *Prudence and loyalty in selecting plan investments and exercising shareholder rights*, "Federal Register", 87(230): 73822–73885, https://www.federalregister.gov/documents/2022/12/01/2022-25783/prudence-and-loyalty-in-selecting-plan-investments-and-exercising-shareholder-rights

ESMA (2019), *Final report on integrating sustainability risks and factors in the UCITS Directive and the AIFMD*, https://www.esma.europa.eu/sites/default/

files/library/esma34-45-688_final_report_on_integrating_sustainability_risks_and_factors_in_the_ucits_directive_and_the_aifmd.pdf

ESMA (2022), *The drivers of the costs and performance of ESG funds*, https://www.esma.europa.eu/sites/default/files/library/esma_50-165-2146_drivers_of_costs_and_performance_of_esg_funds.pdf

ESMA (2024), *Final Report: Guidelines on funds' names using ESG or sustainability-related terms (ESMA34-472-440)*.

ESMA (2024), *Guidelines on funds' names using ESG or sustainability-related terms*. ESMA34-1592494965-657, https://www.esma.europa.eu/sites/default/files/2024-08/ESMA34-1592494965-657_Guidelines_on_funds_names_using_ESG_or_sustainability_related_terms.pdf

ESMA (2025), *Costs and Performance of EU Retail Investment Products 2024*, https://www.esma.europa.eu/sites/default/files/2025-01/ESMA50-524821-3525_ESMA_Market_Report_-_Costs_and_Performance_of_EU_Retail_Investment_Products.pdf

European Commission (2020), *Regulation (EU) 2020/852 on the Establishment of a Framework to Facilitate Sustainable Investment (EU Taxonomy Regulation)*, https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:32020R0852

European Commission (2021), *Commission Delegated Regulation (EU) 2021/1253 of 21 April 2021 amending Delegated Regulation (EU) 2017/565 as regards the integration of sustainability factors, risks and preferences into certain organizational requirements and operating conditions for investment firms*, Official Journal of the European Union, L 277, 1–7, https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX%3A32021R1253

European Parliament (2023), *Transparency and Integrity of Environmental, Social, and Governance Rating Activities*, https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/BRIE/2023/753185/EPRS_BRI(2023)753185_EN.pdf

European Parliament and Council (2019), *Regulation (EU) 2019/2088 on Sustainability-Related Disclosures in the Financial Services Sector (SFDR)*, https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:32019R2088

European Parliament and Council (2022), *Directive (EU) 2022/2464 on Corporate Sustainability Reporting (CSRD)*, https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:32022L2464

European Parliament and Council of the European Union (2019), *Regulation (EU) 2019/2088 on sustainability-related disclosures in the financial services sector (SFDR), Article 2(17)*, Official Journal of the European Union, L 317/1, https://eur-lex.europa.eu/eli/reg/2019/2088

Eurosif (2024), *Methodology for Eurosif Market Studies on Sustainability-Related Investments*, https://www.eurosif.org/wp-content/uploads/2024/02/2024.02.15-Final-Report-Eurosif-Classification_2024.pdf

Evens Z., Armour B. (2024), *2023 US Fund Fee Study*, https://www.morningstar.com/lp/annual-us-fund-fee-study

Financial Conduct Authority (2023), *PS23/16: Sustainability Disclosure Requirements (SDR) and investment labels*, https://www.fca.org.uk/publications/policy-statements/ps23-16-sustainability-disclosure-requirements-investment-labels

Florida Legislature (2023), *House Bill 3 (HB 3)*, 2023 Regular Session, https://www.flsenate.gov

Frecautan I., Nita A. (2022), *Who is Going to Win: The EU ESG Regulation or the Rest of the World? – A Critical Review*, The Annals of the University of Oradea. Economic Sciences, https://doi.org/10.47535/1991auoes31(2)011

Gangadia K. (2025), *Evolution of Fund Naming Calls for Deeper, Data-Driven Sustainability Insights*, https://www.msci.com/www/quick-take/evolution-of-fund-naming-calls/05427906358

Gordon J. (2025), *BlackRock removes 'ESG' from 56 ETFs and funds housing $51bn*, https://www.etfstream.com/articles/blackrock-removes-esg-from-56-etfs-and-funds-housing-usd51bn?utm_source=ActiveCampaign&utm_medium=email&utm_content=BlackRock%20removes%20%20ESG%20%20from%2056%20ETFs%20and%20funds%20housing%20%2451bn&utm_campaign=ETF%20Bulletin%2018%2F03%2F25

GSIA (2023), *Global Sustainable Investment Review 2022*, https://www.gsi-alliance.org/wp-content/uploads/2023/12/GSIA-Report-2022.pdf

Harvard Law School Forum on Corporate Governance (2023, March 11), *ESG battlegrounds: How the states are shaping the regulatory landscape in the U.S.*, https://corpgov.law.harvard.edu/2023/03/11/esg-battlegrounds-how-the-states-are-shaping-the-regulatory-landscape-in-the-u-s/

Illinois General Assembly (2022), *House Bill 4812 (HB 4812)*, 102nd General Assembly, https://www.ilga.gov

ISS (2025), *2024 Sustainable Fund Trends: Index ETFs Are the Silver Lining*, https://insights.issgovernance.com/posts/2024-sustainable-fund-trends-index-etfs-are-the-silver-lining/

Laidler P. (2017), *Does The U.S. Campaign Finance System Favor Republicans. Political preferences*, pp. 115–136, https://doi.org/10.6084/M9.FIGSHARE.5216203

Liscow Z., Sunstein C. (2024), *Efficiency vs. Welfare in Benefit–Cost Analysis: The Case of Government Funding*, "Journal of Benefit-Cost Analysis", https://doi.org/10.1017/bca.2024.22

Marszk A., Lechman E. (2019), *Exchange-Traded Funds in Europe*. Academic Press, https://doi.org/10.1016/B978-0-12-813639-3.00003-1

Marszk A., Lechman E. (2024), *What drives sustainable investing? Adoption determinants of sustainable investing exchange-traded funds in Europe*,

"Structural Change and Economic Dynamics", 69: 63–82, https://doi.org/10.1016/j.strueco.2023.11.018

Morgan Stanley Institute for Sustainable Investing (2024), *Sustainable Signals: Understanding Individual Investors' Interests and Priorities*, https://www.morganstanley.com/content/dam/msdotcom/en/assets/pdfs/MSInstitutefor-SustainableInvesting-SustainableSignals-Individuals-2024.pdf

Norwegian Ministry of Labour and Social Inclusion (2022), *Transparency Act*, https://www.regjeringen.no/en/dokumenter/transparency-act/id2877319/

PwC (2024), *European ETF Listing and Distribution 2024*, https://www.pwc.lu/en/asset-management/docs/pwc-european-etf-listing-distribution.pdf

Securities and Exchange Commission (2022), *The enhancement and standardization of climate-related disclosures for investors*, "Federal Register", 87(70): 21334–21473, https://www.federalregister.gov/documents/2022/03/28/2022-06224/the-enhancement-and-standardization-of-climate-related-disclosures-for-investors

Singhania M., Saini N. (2021), *Quantification of ESG Regulations: A Cross-Country Benchmarking Analysis*, "Vision: The Journal of Business Perspective", 26: 163–171, https://doi.org/10.1177/09722629211054173

Soyombo O., Odunaiya O., Okoli C., Usiagu G., Ekemezie I. (2024), *Sustainability reporting in corporations: A comparative review of practices in the USA and Europe. GSC Advanced Research and Reviews*, https://doi.org/10.30574/gscarr.2024.18.2.061

State-Level Legislation: Texas Legislature (2021), *Senate Bill 13 (SB 13)*, 87th Legislature, https://capitol.texas.gov

Swiss Federal Council (2024), *Ordinance on Climate Disclosures*, https://www.admin.ch/gov/en/start/documentation/media-releases.msg-id-92310.html

The Companies (Strategic Report) (Climate-related Financial Disclosure) Regulations 2022, SI 2022/31 (2022), https://www.legislation.gov.uk/uksi/2022/31/contents/made

U.S. Congress (2022), *Inflation Reduction Act of 2022. Public Law No. 117-169*, https://www.congress.gov/bill/117th-congress/house-bill/5376

U.S. Department of Labor (2020), *Financial factors in selecting plan investments rule*. "Federal Register", 85(223): 72846–72878, https://www.federalregister.gov/documents/2020/11/13/2020-24515/financial-factors-in-selecting-plan-investments

U.S. Department of Labor (2023, January 30), *Prudence and loyalty in selecting plan investments and exercising shareholder rights (Final Rule)*, "Federal Register", https://www.dol.gov/agencies/ebsa/laws-and-regulations

U.S. Securities and Exchange Commission (2023, September 1), *Amendments to Investment Company Act Rule 35d-1; Names Rule (Final Rule*), "Federal Register", https://www.sec.gov/rules/final

U.S. Securities and Exchange Commission (2024, March 20), *The enhancement and standardization of climate-related disclosures for investors (Final Rule)*, "Federal Register", https://www.sec.gov/rules/final

Wang B., Bioy H., Möttölä M. (2024), *ESG Fund Fees. Myth busting: ESG funds aren't more expensive than non-ESG funds*, https://www.morningstar.com/lp/esg-fund-fees

Ekonomia Międzynarodowa 49 (2025) https://doi.org/10.18778/2082-4440.49.02

Katarzyna Miszczyńska*
Piotr Miszczyński**

# Gender Disparities in Sickness Absence Burden Insights from Central and Eastern European Countries

## Summary

This study focused on the gender gap in sickness absenteeism in Central and Eastern European countries from 2010 to 2023. Eurostat data and the shift-share analysis (SSA) method were applied to assess the impact of regional, sectoral and local factors on changes in sickness absenteeism. The findings highlighted variations in the length of sickness absence among European countries, in relation to CEE region's overall developmental status. Additionally, the study confirmed the significance of the research and the growing issue of the gender gap in sickness

* Katarzyna Miszczyńska – PhD, University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Department of Banking, katarzyna.miszczynska@uni.lodz.pl, https://orcid.org/0000-0003-4924-7605
** Piotr Miszczyński – PhD, University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Department of Operations Research, piotr.miszczynski@uni.lodz.pl, https://orcid.org/0000-0001-6959-9427

© by the Authors, licensee University of Lodz – Lodz University Press, Lodz, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC BY-NC-ND 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/)

**Funding information:** Not applicable. **Conflicts of interests:** None. **Ethical considerations:** The Authors assure of no violations of publication ethics and take full responsibility for the content of the publication.

absence in CEE countries. The results of the SSA analysis indicate that gender inequalities in sickness absenteeism decreased in most countries during the period studied, but the COVID-19 pandemic increased these differences in some sectors. The study provides important information for policymakers and employers seeking to promote equality in the workplace and improve the health and well-being of employees.

**Keywords:** gender, gender gap, sickness absence, CEE countries

**JEL:** I19, J8, J16

# Nierówności w obciążeniu absencją chorobową z perspektywy płci w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

## Streszczenie

Niniejsze badanie skupiało się na analizie różnic płciowych w absencji chorobowej w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2010–2023. W celu oceny wpływu czynników regionalnych, sektorowych i lokalnych na zmiany w absencji chorobowej wykorzystano dane Eurostatu oraz metodę analizy shift-share (SSA). Wyniki badania ujawniły zróżnicowanie długości absencji chorobowej w krajach europejskich w kontekście ogólnego poziomu rozwoju regionu Europy Środkowo-Wschodniej. Ponadto badanie potwierdziło istotność podjętej tematyki oraz narastający problem różnic płciowych w absencji chorobowej w krajach tego regionu. Wyniki analizy SSA wskazują, że nierówności płciowe w absencji chorobowej zmniejszyły się w większości krajów w badanym okresie. Badanie dostarcza istotnych informacji dla decydentów politycznych i pracodawców, którzy dążą do promowania równości w miejscu pracy oraz poprawy zdrowia i dobrostanu pracowników.

**Słowa kluczowe:** płeć, absencja chorobowa, kraje Europy Środkowo-Wschodniej, luka płciowa

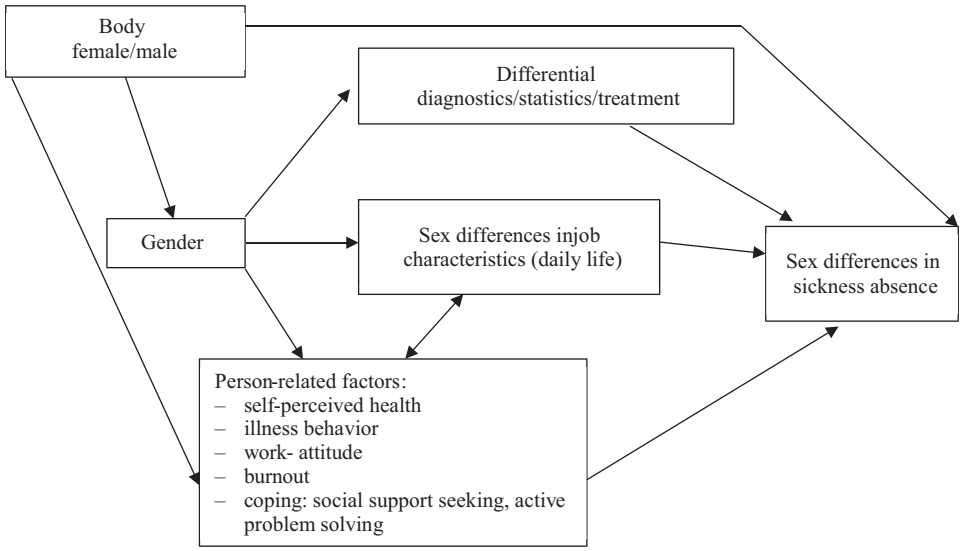
# 1. Introduction

Employee's health and sickness absence are critical concerns in contemporary work environments (Hendriksen et al. 2016). The impact of sickness absence is substantial on the overall disease burden throughout Europe, affecting both public health and economic stability (Ármannsdóttir et al. 2013). The burden of disease encompasses a comprehensive array of costs associated with health-related issues. The estimated contribution to GDP losses ranges from 1–4% on average (Miszczyńska et al. 2023), underscoring its significant economic impact on both individuals and the society (Miszczyńska et al. 2023). Employee sickness absence, which leads to diminished labor productivity, can substantially impact productivity costs for employers (Strömberg et al. 2017). Poor health within the workforce is associated with several negative outcomes, including decreased productivity, premature withdrawal from the labor market, heightened healthcare expenditures, reduced tax revenues, increased social welfare costs, greater social exclusion and poverty, and an augmented burden on families and caregivers (de Vroome et al. 2015; Irastorza et al. 2016).

The factors influencing employee sickness absenteeism are multifaceted, encompassing social, demographic, occupational, and cultural elements (Antczak, Miszczyńska 2023). Research on the determinants of employee absenteeism has not only facilitated the development of a comprehensive catalog of these factors (Antczak, Miszczyńska 2021) but has also contributed to the formulation of models that categorize these determinants and elucidate their impact on employee sickness absence (Striker 2016). One of such models is Multi-Facet Gender and Health Model by Bekker (2003).

The model illustrated in Figure 1 was originally developed to categorize the various impacts of biological, psychological, and socio-cultural factors on health-related sex differences. It now specifically focuses on examining sex differences in sickness absence (Bekker et al. 2009). According to the model, the relationship between sickness absence and sex (male or female) is influenced by biological sex differences (such as male or female physiology), gender (the internalized socio-cultural constructs of masculinity and femininity), and several potential mediating factors between gender and the outcome variable (Bekker et al. 2009). These factors include sex differences in daily life and/or social position; gender-specific person-related factors; and gender bias in diagnostics, statistics, common sense, and treatment (Bekker et al. 2009).

**Figure 1.** Multi-Facet Gender and Sickness Absence Model




Source: (Bekker et al. 2009)

Gender is a frequently examined factor in the analysis of absentee behaviors. It is commonly utilized as a criterion for data categorization, facilitating subsequent, more detailed analyses. Furthermore, investigations into the gender disparity in sickness absence are conducted, although these are typically confined to individual nations or specific illnesses within a particular country or region (Mastekaasa 2014). Mastekaasa conducted several studies on gender differences in sickness absence from managerial perspective (Mastekaasa et al. 2021), the impact of occupation and workplace on sickness absence (Laaksonen et al. 2010) or sickness absence tolerance (Løset et al. 2018).

The disparity in employee sickness absence across European nations is quite pronounced. This finding is substantiated by a series of studies conducted by Miszczyńska and Antczak (2023). The authors, analyzing the development of sickness absence among employees, observed quite considerable variation in the values of indicators reflecting sickness absence also within the group of CEE countries. The variation in sickness absence patterns among different European countries, including the ostensibly similar Central and Eastern European nations, highlights the diverse healthcare systems, labor market policies, and societal attitudes towards work and health.

Despite the availability of statistical data from government agencies, there is a paucity of studies examining the rate of change in sickness absenteeism, whether in terms of costs incurred or the number of workdays lost, through comparative analyses of a pan-European scope, particularly from the perspective of gender inequalities. Mastekaasa (2014) conducted a study comparing five European

countries regarding long-term trends in the gender gap in sickness absence. Similarly, Gimeno et al. surveyed 15 European Union countries using data from the Third European Survey on Working Conditions (Gimeno et al. 2014). In contrast, Antczak and Miszczyńska analyzed the determinants of sickness absence across selected European countries from a gender perspective; however, they did not examine the rates of change (Antczak, Miszczyńska 2021).

Sickness absence represents a financial burden to organizations and the society at large (Nilsen et al. 2017). Although research on the determinants of employee sickness absence is being conducted in many countries, the mechanisms of the gender gap in sickness absence are still not fully understood (Nilsen et al. 2017). Consequently, a research gap has been identified concerning a comprehensive analysis of the rate of change in the number of days of sickness absence across European countries, with a focus on the decomposition of these changes by region and gender. To address this gap, Eurostat data was analyzed and incorporated into a shift-share analysis. The primary objective of this study was to assess the structure of changes in sickness absence in Central-East Europe, particularly in terms of the gender gap. Consequently, the following research questions were identified:

RQ1: How has the duration of employee sickness absence evolved over the analyzed years with respect to gender?

RQ2: In which countries has the gender gap increased, and at the expense of which gender?

RQ3: In which countries did the rate of change in the number of sickness absence days exceed the rate of change across CEE countries?

## 2. Data and methods

The analysis was conducted utilizing statistical data sourced from the Eurostat database. Consequently, we examined sickness absence among employed individuals, both male and female, aged 20 to 64, across a selected Central – Eastern European countries: Czechia, Estonia, Hungary, Lithuania, Latvia, Poland, Slovakia, Slovenia. The time span of the study is 2010–2023.

Sickness absence, as previously discussed, denotes an employee's inability to attend work due to personal illness or disability. This phenomenon is of substantial significance not only to employers but also to the economy as a whole, given its effect on GDP (Miszczyńska et al. 2023). Commonly referred to as sickness absenteeism or simply absenteeism, sickness absence is typically quantified as the total number of workdays employees miss due to health-related issues. This definition will be consistently applied in our study. Moreover, the study was conducted from a gender perspective, which is in line with the literature, and was based on Multi-Facet Gender and Health Model by Bekker (2003).

In the study, the SSA's share shift analysis was incorporated. Originally introduced by E.S. Dunn in 1960, shift share analysis is a weighted decomposition technique designed to disaggregate changes in the structure of both temporal and cross-sectional variables into components of varying nature. As noted by Żółtaszek (2024), SSA effectively determines whether and to what extent these changes are influenced by overarching economic trends (global, national effect), unique regional circumstances (regional, geographic effect), or alterations in the structure of specific sectors (structural, sectoral, cross-sectional effect).

SSA examines the formation of the *TX* variable quantified in composite form: absolute growth or relative growth (rate of change) of the *X* variable. Thus, the output data are the $tx_{ri}$ values of the *TX* variable, where *r* is the index corresponding to the *r-th* region, and subscript *i* is the index of the *i-th* group according to the cross-sectional distribution (Suchecki 2010; Trzpiot et al. 2013) . The SSA analysis is conducted in three steps. Firstly, the weights are calculated. In the simplest case, the reference distribution is usually the marginal distribution of the analyzed variable X in the initial period. In the analyses three types of weights can then be used (Suchecki 2010; Trzpiot et al. 2013):

- regional weights $u_{r\cdot(i)} = \frac{x_{ri}}{x_{r\cdot}}$ where $x_{r\cdot} = \sum_i x_{ri} (r = 1,2,3, \dots, R)$;
- sectoral weights $u_{\cdot i(r)} = \frac{x_{ri}}{x_{\cdot i}}$ where $x_{\cdot i} = \sum_r x_{ri} (i = 1,2,3, \dots, R)$;
- individual weights $u_{ri} = \frac{x_{ri}}{x_{\cdot\cdot}}$ where $x_{\cdot\cdot} = \sum_r \sum_i x_{ri}$.

Afterwards, to conduct the SSA analysis in addition to determining the individual growth rate of variable X in the *i-th* sector and in the *r-th* region $tx_{ri} = \frac{x_{ri}^* - x_{ri}}{x_{ri}}$, where, $x_{ri}^*$ is the observation of the analyzed variable *X* in the *r-th* region and the *i-th* group of cross-sectional division in the final period, the following aggregate measures should also be determined (Suchecki 2010; Trzpiot et al. 2013):

- average growth rate of variable X in the *r-th* region $tx_{r\cdot} = \sum_i u_{r\cdot(i)} tx_{ri}$;
- average growth rate of variable X in the *i-th* sector $tx_{\cdot i} = \sum_r u_{\cdot i(r)} tx_{ri}$;
- $tx_{\cdot\cdot} = \frac{\sum_r \sum_i (x_{ri}^* - x_{ri})}{\sum_r \sum_i x_{ri}}$ average growth rate of variable X in the country in a given period.

Finally, the pure effect of regional (net regional) growth was calculated

$$tx_{r\cdot} - tx_{\cdot\cdot} = \sum_i u_{r\cdot(i)} (tx_{\cdot i} - tx_{\cdot\cdot}) + \sum_i u_{r\cdot(i)} (tx_{ri} - tx_{\cdot i})$$

where

$tx_{r\cdot} - tx_{\cdot\cdot}$ – pure effect (net increase/decrease), surplus/deficit of average rate over the rate of overall;

$tx_{\cdot i} - tx_{\cdot\cdot}$ – structural change factor;

$tx_{ri} - tx_{\cdot i}$ – local change factor.

The analysis was conducted by comparing the phenomenon's level over time through the use of relative increments. Consequently, the changes that occurred during the periods 2010/2015, 2015/2020, and 2010/2020 were examined.

# 3. Results

The analysis focused on the reference region, specifically the Central and Eastern European countries. Bulgaria was omitted from the study due to insufficient data availability. The calculations incorporated regional weights, expressed as proportions of the variable under examination. The analysis spanned the following time intervals: 2015/2010, 2019/2015, 2023/2019, and the comprehensive period of 2023/2010. In order to capture and verify the existence or not of a gender gap, the analyzed sickness absence was divided into results from a gender perspective. This procedure was in line with the literature and studies conducted by Antczak and Miszczyńska (2021), Kristensen et al. (2010), and Thorsen et al. (2019).

The results were analyzed and presented from two distinct angles. Initially, the focus was on examining the trend in the number of sickness absence days in CEE countries, with a breakdown by gender. Subsequently, the study continued to explore the trend in sickness absence days, considering gender, within the CEE countries under review.

## 3.1. SSA's analysis results by region (countries)

Analysis of the number of days of sickness absence by region (CEE countries) made it possible to illustrate the trend in the number of days of sickness absence in individual countries compared to the global trend (CEE countries as a whole), and to show how the values of the structural and regional effects affected this. Detailed results are presented in Table 1.

The Central and Eastern European (CEE) countries under analysis exhibited an upward trend in sick leave days across the following intervals: 2010/2015 – 4.27%, 2015/2019 – 10.23%, and 2019/2023 – 3.68%, culminating in a 19.16% increase over the entire 2010/2023 period. Throughout both the initial sub-period and the overall timeframe (2010/2023), the average rate of change in these countries surpassed the global average for changes in sick leave days. A regional analysis of sick leave days (refer to Table 1) reveals that between 2010 and 2015, four countries experienced a net reduction in sick leave days exceeding 11%, with Romania witnessing a decline of over 23%. In contrast, the subsequent sub-period saw a net increase in sick leave days in most countries. However, during the 2019/2023 period, all countries, except for Estonia, Slovenia, and Slovakia, recorded a net decrease in sick leave days, with Romania experiencing a reduction of more than 30%. The local effect was the primary factor influencing these trends.

**Table 1.** Results of SSA in selected European countries between years 2010–2020 – sickness absence

| Time span | 2010/2015 | | | | 2015/2019 | | | | 2019/2023 | | | | 2010/2023 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | [%] | | | | | | | | | | | | | | | |
| Country | Pure net effect | Structural effect | Local effect | Average rate of change | Pure net effect | Structural effect | Local effect | Average rate of change | Pure net effect | Structural effect | Local effect | Average rate of change | Pure net effect | Structural effect | Local effect | Average rate of change |
| Czechia | 7,2 | 0,2 | 7,0 | 11,5 | 12,0 | 0,1 | 11,9 | 22,2 | –4,5 | 0,2 | –4,6 | 5,8 | 25,0 | 4,3 | 20,7 | 44,1 |
| Estonia | 8,6 | 1,4 | 7,1 | 12,8 | 6,0 | 3,0 | 3,0 | 16,2 | 17,5 | 1,5 | 16,0 | 27,8 | 48,4 | 28,2 | 20,2 | 67,6 |
| Hungary | –15,1 | 0,0 | –15,2 | –10,9 | 8,5 | -0,1 | 8,5 | 18,7 | –1,5 | 0,7 | –2,1 | 8,8 | –4,1 | 0,1 | –4,2 | 15,1 |
| Latvia | 19,9 | 0,5 | 19,4 | 24,2 | –2,8 | 1,3 | –4,1 | 7,4 | –3,0 | 0,6 | –3,6 | 7,2 | 23,9 | 10,7 | 13,1 | 43,0 |
| Lithuania | 36,9 | 1,2 | 35,7 | 41,1 | 1,5 | 1,7 | –0,3 | 11,7 | –1,6 | 0,8 | –2,5 | 8,6 | 52,0 | 23,3 | 28,7 | 71,2 |
| Poland | 8,3 | 0,1 | 8,2 | 12,6 | –7,6 | –0,1 | –7,5 | 2,6 | –6,1 | 0,1 | –6,2 | 4,1 | 1,1 | 2,2 | –1,1 | 20,3 |
| Romania | –23,1 | –1,2 | –21,9 | –18,8 | 0,1 | –1,3 | 1,4 | 10,3 | –30,3 | –1,3 | –29,0 | –20,1 | –47,6 | –24,4 | –23,2 | –28,5 |
| Slovak Republic | –18,7 | 0,4 | –19,1 | –14,5 | 14,5 | 0,6 | 13,9 | 24,8 | 3,9 | 1,0 | 2,8 | 14,1 | 2,6 | 7,0 | –4,4 | 21,8 |
| Slovenia | –11,6 | 0,2 | –11,9 | –7,3 | 10,8 | 0,4 | 10,4 | 21,0 | 5,0 | 0,7 | 4,3 | 15,3 | 10,1 | 4,9 | 5,2 | 29,3 |
| The overall rate of change (global effect) | 4,27 | | | | 10,23 | | | | 3,68 | | | | 19,16 | | | |

Source: Own elaboration.

Based on the calculation of the pure sector effect on the basis of the analysis of the dynamics of changes in the number of days of sickness absence in the countries of Central and Eastern Europe, it was possible to distinguish the countries where the greatest increase or decrease in the number of days of sickness absence was observed (see Table 1). In the 2010/2015, 2015/20219 and 2019/2023 sub-periods, the dominant factor both in terms of decreases or increases in the number of sickness absence days was the local effect. However, no such trend can be observed in the 2010/2023 sub-period, where the structural effect indicated that absenteeism as measured by the number of days increased the most in Estonia and decreased in Romania. A significant increase in the number of days of sickness absence was also noted in 2010/2015 and in 2010/2023.

## 3.2. SSA analysis results from a gender perspective

The results of the SSA analysis conducted from a gender perspective are shown in Table 2.

**Table 2.** Results of SSA in selected European countries by gender between years 2010–2023 – sickness absence

| Time span | | Female [%] | Male [%] | The overall rate of change (global effect) [%] |
|---|---|---|---|---|
| 2010/2015 | Pure net effect | –1,5 | 2,2 | 4,3 |
| | Structural effect | –2,4 | 3,7 | |
| | Local effect | 1,0 | –1,5 | |
| | Average rate of change | 2,8 | 6,5 | |
| 2015/2019 | Pure net effect | –19,5 | 28,7 | –2,2 |
| | Structural effect | –2,4 | 3,7 | |
| | Local effect | 1,0 | –1,5 | |
| | Average rate of change | 2,8 | 6,5 | |
| 2019/2023 | Pure net effect | 14,8 | 23,1 | 16,9 |
| | Structural effect | 4,7 | 4,7 | |
| | Local effect | 10,2 | 18,4 | |
| | Average rate of change | 12,6 | 20,8 | |
| 2010/2023 | Pure net effect | –28,6 | 43,5 | 19,2 |
| | Structural effect | –5,2 | 7,9 | |
| | Local effect | –23,4 | 35,6 | |
| | Average rate of change | –9,5 | 62,7 | |

Source: Own elaboration.

Throughout three of the four sub-periods examined, the number of days women took off due to illness rose, with the most notable increase occurring in the 2010/2023 sub-period, where there was an average rise of 19.2%. During this same sub-period, the number of sickness absence days for women decreased by up to 9.5%, while the overall trend in Europe showed an average increase of 19.2%. Conversely, in the other sub-periods ending in 2020, there was an average increase ranging from 2.8% to 12.6%. For both genders, it is evident that in each sub-period, the local effect played the most crucial role in determining the net effect, while the structural effect was relatively insignificant.

## 4. Discussion

Gender significantly influences daily behaviors related to health, such as dietary choices, stress management, and exercise routines. These behaviors, in turn, affect susceptibility to various diseases (Hildt-Ciupińska 2024) and consequently impact rates of sickness absence. Perceptions of health status have been observed to differ between men and women. As highlighted by Gil-Lacruz et al. (2022), self-assessed health and gender vary across different countries and generations. This is a crucial element in shaping health behaviors, which form the foundation for sustaining health and can positively influence disease occurrence, further affected by genetic factors and gender (Mauvais-Jarvis et al. 2020).

Perceiving the relationship between gender and employee sickness absence in this way thus became a particular impetus for conducting the analysis presented in this article. The presented study therefore aimed to analyze the changes in the number of days of sickness absence in individual European countries and to relate these changes to the whole of Europe in the context of the existing gender gap (Antczak, Miszczyńska 2021; Løset et al. 2018; Mastekaasa 2014; Østby et al. 2018; Thorsen et al. 2019). The application of analysis in relation to gender was consistent with other studies on sickness absence as well as with the development of the gender gap itself in the context of employee sickness absence (Mastekaasa 2014; Mastekaasa et al. 2021; Østby et al. 2018).

According to the study's findings, between 2010 and 2015, four out of nine examined countries experienced a net reduction in sickness absence of more than 11%. Notably, Slovakia and Romania saw declines of over 18% and 23%, respectively. In the following periods (2015/2019 and 2010/2023), most countries observed a net rise in the number of sickness absence days, often surpassing the global impact of changes. This trend was primarily driven by the so-called local effect, indicating that domestic regulations or policies, rather than Europe-wide trends, were responsible for the increase (Heymann et al. 2020).

The length of employee sickness absence increased by more than 19% across the entire analyzed group of CEE countries. Looking at this increase from the gender perspective, sickness absence among women slightly decreased (a drop of about 9%) between 2010 and 2023, while for men it rose by more than 62%. However, in the end, the gender gap in CEE countries flattened out. It only widened in the Czech Republic. Additionally, in most countries, there was a shift in the focal point regarding sickness absence. In 2010, men in CEE countries took sick leave much more frequently, while in 2023 the situation was the opposite.

Analyzing the gender gap between 2010 and 2023, it has been noted that disparities have decreased in most countries. Referring the analysis to 2023, it can certainly be observed that the COVID-19 pandemic, which was not only a crisis in the health sense, but also in the economic sense, played a major role. Although it was formally gone by 2023, its effects are still being felt today. It has affected the functioning of the entire world and thus women and men, but not with equal intensity. As Profeta's research (Profeta 2021) shows, female employees have been disproportionately and negatively affected by the COVID-19 crisis vis-à-vis their male counterparts. During the coronavirus crisis the service sector, in which women are more often hired, has been the most affected due to the consequent lockdown and social distancing measures. That is why, in this sector, a "she-cession" has emerged (Alon et al. 2020). Analyzing the gender gap between 2019 and 2023, this study notes that the disparity has widened in almost half of the countries. In some countries, including Poland, when a covid was diagnosed, an employee immediately got sick leave for 7 to 14 days, which translated into a significant increase in the number of days of sickness absence (Kobuszewski 2021). During the COVID-19 pandemic, many countries adjusted their internal regulations on wage replacement during sick leave on an ongoing basis (Heymann et al. 2020).

It is important to highlight that while lockdowns and remote work led to a decrease in sickness-related absenteeism, it is crucial to remember that certain sectors and services remained operational, thereby facing a heightened risk of infection (Hsuan et al. 2017). According to Profeta's study (Profeta 2021), female employees have been disproportionately and adversely impacted by the COVID-19 crisis compared to their male colleagues. The service sector, where women are more frequently employed, has been the hardest hit due to lockdowns and social distancing measures during the pandemic. Consequently, this has led to what is termed a "she-cession" in this sector (Alon et al. 2020).

As mentioned earlier, the magnitude of employee sickness absenteeism in a national perspective, measured, for example, by the number of days on sick leave, depends, among other things, on the gender structure of the country's workforce. Women tend to have a longer lifespan than men and face fewer life-threatening illnesses (Mastekaasa, Melsom 2014). However, when it comes to most

health indicators, women generally fare worse than men, experiencing higher levels of morbidity and psychological distress (Melsom 2015; Østby et al. 2018), more negative perceptions of their own health (United Nations 1988), and increased utilization of health services (Bambra et al. 2009). This important paradox has been highlighted in research on gender inequalities for several decades (Bambra et al. 2009; United Nations 1988). Thus, sickness absence fits into this pattern, for which women are more likely to take leave than men.

According to Østby et al. (2018), one explanation for this phenomenon is the double-burden hypothesis, which highlights that women often face more responsibilities at home compared to men (Østby et al. 2018). This situation can arise when women take time off to care for sick family members, such as children, which increases their exposure to illness and leads to more sick leave. These circumstances not only elevate stress levels – resulting in higher absenteeism (Casini et al. 2013) and adversely affecting their health – but also create a conflict between work and home responsibilities (Nilsen et al. 2017). The identified reasons for the gender disparity in sickness absence may have long-term detrimental effects on women. Østby et al. (2018) mention consequences such as decreased income and career prospects, stigmatization, and prolonged exclusion from the workforce. Another factor contributing to the gender gap is the work-family conflict; however, as Østby notes, there is limited research on this topic (Nilsen et al. 2017).

Occupational health management's role in addressing gender disparities in sickness absence is often overlooked. Regrettably, there is a scarcity of research examining both the role and impact of activities conducted by occupational health management organizations. These entities play a crucial role, as by proactively tackling potential health issues and fostering overall well-being, companies can cultivate a more resilient workforce and lessen the effects of absenteeism on productivity. Consequently, from a policy standpoint, it is essential to further enhance these efforts, such as by integrating regular health evaluations and wellness programs that cater to the specific needs of diverse employee groups.

## 5. Conclusions

The research verified the presence of variation in the trends of sickness absenteeism from 2010 to 2023 in Central and Eastern European (CEE) countries. It was established that women were more prone to report sickness absence compared to men. The findings highlighted variations in the length of sickness absence among European countries, in relation to Europe's overall developmental status. Additionally, the study confirmed the significance of the research and the growing issue of the gender gap in sickness absence in Europe. Consequently,

the study contributed to the broader discourse on gender disparities in sickness absenteeism, building upon previous research. This study expanded on earlier findings by incorporating a sample specific to the region.

As for the limitations of the research it should be underlined that the study focused solely on confirming the gender gap in sickness absence and did not explore its causes or solutions. Moreover, extending the study to a larger time frame and including in the analysis the extent of institutional support, or not, introduced in each country would complete the composite vision of the analyzed problem. Another limitation of the study was the lack of data for some countries due to their unavailability in the database used, as well as problems sometimes occurring with the comparability of the data obtained.

Future research should aim to examine the interactions between various factors to develop a more comprehensive model of sickness absence. It is well-known that workforce health impacts not only the immediate work environment but also socio-economic factors on a larger scale. A healthy workforce is associated with increased innovation, competitiveness in global markets, and economic growth.

As for the recommendations resulting from the study, there should definitely be strategies and programs implemented in the countries analyzed, either at the national level or dedicated to specific sectors, to support workers in situations of sickness absence resulting, for example, from the need to care for a family member. Moreover, it is extremely important to promote better health outcomes for workers, which in turn, will reduce income inequality and help build more resilient communities capable of facing future challenges.

In conclusion, the study provides substantial evidence of the existence and extent of the gender gap in sickness absence in the CEE region. Moreover, further research is necessary to better understand the complex nature of gender gap in sickness absence and develop more effective intervention strategies.

## References


Alon T., Doepke M., Olmstead-Rumsey J., Tertilt M. (2020), *The Impact of COVID-19 on Gender Equality*.

Antczak E., Miszczyńska K.M. (2021), *Causes of sickness absenteeism in europe – analysis from an intercountry and gender perspective*, "International Journal of Environmental Research and Public Health", 18(22), https://doi.org/10.3390/ijerph182211823

Antczak E., Miszczyńska K.M. (2023), *Measuring and Assessing Sick Absence from Work: a European Cross-sectional Study*, "Comparative Economic Research", 26(4): 187–211, https://doi.org/10.18778/1508-2008.26.37

Ármannsdóttir B., Mårdby A.-C., Haukenes I., Hensing G. (2013), *Cumulative incidence of sickness absence and disease burden among the newly sick-listed, a cross-sectional population-based study*, http://www.biomedcentral.com/1471-2458/13/329

Bambra C., Pope D., Swami V., Stanistreet D., Roskam A., Kunst A., Scott-Samuel A. (2009), *Gender, health inequalities and welfare state regimes: A cross-national study of 13 European countries*, "Journal of Epidemiology and Community Health", 63(1): 38–44, https://doi.org/10.1136/jech.2007.070292

Bekker M.H.J., Rutte C.G., Van Rijswijk K. (2009), *Sickness absence: A gender-focused review,* "Psychology, Health and Medicine", 14(4): 405–418, https://doi.org/10.1080/13548500903012830

Casini A., Godin I., Clays E., Kittel F. (2013), *Gender difference in sickness absence from work: A multiple mediation analysis of psychosocial factors*, "European Journal of Public Health", 23(4): 635–642, https://doi.org/10.1093/eurpub/cks183

de Vroome E.M.M., Uegaki K., van der Ploeg C.P.B., Treutlein D.B., Steenbeek R., de Weerd M., van den Bossche S.N.J. (2015), *Burden of Sickness Absence Due to Chronic Disease in the Dutch Workforce from 2007 to 2011*, "Journal of Occupational Rehabilitation", 25(4): 675–684, https://doi.org/10.1007/s10926-015-9575-4

Gil-Lacruz M., Gil-Lacruz A.I., Navarro-López J., Aguilar-Palacio I. (2022), *Gender Gap in Self-Rated Health: A Cohort Perspective in Eastern European Countries*, "Healthcare", 10(2): 365, https://doi.org/10.3390/healthcare10020365

Gimeno B., Benavides F.G., Alexanderson K., Abma F.I., Ubalde-López M., Delclos G.L. (2014), *Cross-national comparisons of sickness absence systems and statistics: towards common indicators*, "European Journal of Public Health", 24(4): 663–666.

Hendriksen C., Fostervold I., Nilsen V. (2016). *Self-perceived health and the impact of psychosocial work factors*, [in:] S. Järvelin-Pasanen (ed.), *Ergonomics in theory and practice*, The University Eastern Finland, pp. 249–253, https://www.researchgate.net/publication/362945559

Heymann J., Raub A., Waisath W., McCormack M., Weistroffer R., Moreno G., Wong E., Earle A. (2020), *Protecting health during COVID-19 and beyond: A global examination of paid sick leave design in 193 countries*, "Global Public Health", 15(7): 925–934, https://doi.org/10.1080/17441692.2020.1764076

Hildt-Ciupińska K. (2024), *Self-assessment of health and care for health among employed men in Poland*, "International Journal of Occupational Safety and Ergonomics", 30(3): 774–781, https://doi.org/10.1080/10803548.2024.2369395

Hsuan C., Ryan-Ibarra S., DeBurgh K., Jacobson D.M. (2017), *Association of Paid Sick Leave Laws With Foodborne Illness Rates*, "American Journal of Preventive Medicine", 53(5): 609–615, https://doi.org/10.1016/j.amepre.2017.06.029

Irastorza X., Malgorzata M., William C. (2016), *Second European Survey of Enterprises on New and Emerging Risks (ESENER-2) Overview Report: Managing Safety and Health at Work*.

Kobuszewski B. (2021), *Sickness absence during the COVID-19 pandemic*, "Journal of Education, Health and Sport", 11(11): 11–24, https://doi.org/10.12775/jehs.2021.11.11.001

Kristensen T.R., Jensen S.M., Kreiner S., Mikkelsen S. (2010), *Socioeconomic status and duration and pattern of sickness absence. A 1-year follow-up study of 2331 hospital employees*, "BMC Public Health", 10, https://doi.org/10.1186/1471-2458-10-643

Laaksonen M., Mastekaasa A., Martikainen P., Rahkonen O., Piha K., Lahelma E. (2010), *Gender differences in sickness absence – The contribution of occupation and workplace*, "Scandinavian Journal of Work, Environment and Health", 36(5): 394–403, https://doi.org/10.5271/sjweh.2909

Løset G.K., Dale-Olsen H., Hellevik T., Mastekaasa A., Von Soest T., Østbakken K.M. (2018), *Gender equality in sickness absence tolerance: Attitudes and norms of sickness absence are not different for men and women*, "PLoS ONE", 13(8), https://doi.org/10.1371/journal.pone.0200788

Mastekaasa A. (2014), *The gender gap in sickness absence: Long-term trends in eight European countries*, "European Journal of Public Health", 24(4): 656–662, https://doi.org/10.1093/eurpub/cku075

Mastekaasa A., Melsom A. (2014), *Occupational segregation and gender differences in sickness absence: Evidence from 17 European countries*, "European Sociological Review", 30(5): 582–594, https://doi.org/10.1093/esr/jcu059

Mastekaasa A., Dale-Olsen H., Hellevik T., Løset G.K., Østbakken K.M. (2021), *Gender difference in sickness absence: Do managers evaluate men and women differently with regard to the appropriateness of sickness absence*? "Scandinavian Journal of Public Health", 49(2): 125–131, https://doi.org/10.1177/1403494819890783

Melsom A.M. (2015), *The gender of managers and sickness absence*, "SAGE Open", 5(1), https://doi.org/10.1177/2158244015574208

Miszczyńska K.M., Antczak E., Prevolnik Rupel V. (2023), *Estimating the Share of Sickness Absence Costs in Europe's GDP – A Country, Gender and Time Perspective*, "Finanse i Prawo Finansowe", 1: 9–29, https://doi.org/10.18778/2391-6478.s1.2023.01

Nilsen W., Skipstein A., Østby K.A., Mykletun A. (2017), *Examination of the double burden hypothesis-a systematic review of work-family conflict and*

*sickness absence*, "European Journal of Public Health", 27(3): 465–471, https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx054

Østby K.A., Mykletun A., Nilsen W. (2018), *Explaining the gender gap in sickness absence*, "Occupational Medicine", 68(5): 320–326, https://doi.org/10.1093/occmed/kqy062

Profeta P. (2021), *Gender Equality and the COVID-19 Pandemic: Labour Market, Family Relationships and Public Policy*, "Intereconomics", 56(5): 270–273, https://doi.org/10.1007/s10272-021-0997-2

Striker M. (2016), *Absencja chorobowa pracowników. Uwarunkowania – kształtowanie – pomiar*.

Strömberg C., Aboagye E., Hagberg J., Bergström G., Lohela-Karlsson M. (2017), *Estimating the Effect and Economic Impact of Absenteeism, Presenteeism, and Work Environment – Related Problems on Reductions in Productivity from a Managerial Perspective*, "Value in Health", 20(8): 1058–1064, https://doi.org/10.1016/j.jval.2017.05.008

Suchecki B. (2010), *Ekonometria przestrzenna: metody i modele analizy danych przestrzennych*, Warszawa: C.H. Beck.

Thorsen S.V., Pedersen J., Flyvholm M.A., Kristiansen J., Rugulies R., Bültmann U. (2019), *Perceived stress and sickness absence: a prospective study of 17,795 employees in Denmark*, "International Archives of Occupational and Environmental Health", 92(6): 821–828, https://doi.org/10.1007/s00420-019-01420-9

Trzpiot G., Ojrzyńska A., Szołtysek J., Twaróg S. (2013), *Use Shift Share Analysis of Changes in the Description of the Structure of Blood Donors in Poland*.

United Nations (1988), *Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries: an analysis by age groups and causes of death from recent and historical data.*

Żółtaszek A. (2024), *The Burden Of Disease In The Polish Workforce*, "Rynek Pracy", 4: 44, https://doi.org/10.5604/01.3001.0054.8542

Ekonomia Międzynarodowa 49 (2025) https://doi.org/10.18778/2082-4440.49.03

Jakub Kuna*

# Czynniki determinujące opinię publiczną w Polsce w kwestii przyjęcia euro

## Streszczenie

Celem pracy jest analiza poglądów Polaków dotyczących przyjęcia euro w Polsce oraz zidentyfikowanie czynników, które determinują ich stosunek do tej kwestii. Do analiz wykorzystano wyniki badań opinii publicznej Flash Eurobarometer, na podstawie których skonstruowano modele logitowe zmiennej dychotomicznej oddzielnie dla każdego roku. Badaniem objęto okres 2020–2022, który charakteryzował się dużą niestabilnością z powodu pandemii COVID-19 oraz wybuchu pełnoskalowej wojny w Ukrainie. W analizowanym okresie nie tylko wzrosło poparcie dla euro, ale również poprawił się stan wiedzy na temat tej waluty i zwiększyła świadomość korzyści płynących z posługiwania się euro. Badanie wykazało, że dwa czynniki miały najsilniejszy wpływ na niechęć Polaków wobec euro w tym okresie: (1) przekonanie respondentów o istnieniu głównie negatywnych

* Jakub Kuna – licencjat, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, jakubkuna987@gmail.com, https://orcid.org/0009-0009-1632-2796

© by the Authors, licensee University of Lodz – Lodz University Press, Lodz, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC BY-NC-ND 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/)

**Funding information:** Not applicable. **Conflicts of interests:** None. **Ethical considerations:** The Author assure of no violations of publication ethics and take full responsibility for the content of the publication.

skutków przyjęcia wspólnej waluty oraz (2) odczuwanie przez respondentów różnego rodzaju obaw dotyczących np. możliwości wzrostu cen, utraty przez Polskę tożsamości oraz kontroli nad polityką gospodarczą czy trudności z przystosowaniem się do stosowania euro. Wśród innych czynników determinujących stosunek Polaków wobec euro należy wymienić: wiek, płeć, poziom wykształcenia, wielkość miejsca zamieszkania oraz pozycję na rynku pracy.

**Słowa kluczowe:** euro, model logitowy, stosunek Polaków do euro

**JEL:** C25, E42, F15

# Factors Determining Public Opinion in Poland on the Adoption of the Euro

## Summary

The aim of the paper is to analyze the attitudes of Poles towards the euro's adoption in Poland and to identify factors that determine their opinions on this issue. For the analysis, the logit models of a dichotomous variable were constructed separately for each year, based on data from the Flash Eurobarometer surveys. The study covers the period 2020–2022, which is marked by a significant instability due to the COVID-19 pandemic and the outbreak of the full-scale war in Ukraine. During the analyzed period, not only did support for the euro increase, but also knowledge about this currency improved as well as the benefits awareness of using the euro raised. The study demonstrates that two factors had the strongest impact on the Poles' reluctance to the euro in this period: (1) respondents' perception that the introduction of the common currency would lead mainly to negative consequences and (2) respondents' various concerns, for example, about the possibility of price increase, a loss of Poland's identity and control over economic policy, or difficulties in adapting to the use of the euro. Other factors determining Poles' attitudes towards the euro include: age, gender, level of education, size of a residence place, and labor market position.

**Keywords:** euro, logit model, Poles' attitude towards the euro

# 1. Wprowadzenie

W 2024 r. minęła dwudziesta rocznica wstąpienia Polski do Unii Europejskiej (UE). Mimo że nasz kraj uczestniczy we wszystkich etapach integracji europejskiej, to jednak polskie władze wciąż nie zdecydowały się na podjęcie konkretnych działań umożliwiających pełne członkostwo w Unii Gospodarczej i Walutowej (UGiW). W ostatnim okresie temat ten zyskał na aktualności ze względu na trwającą od trzech lat wojnę w Ukrainie. Obawy Polaków związane z ryzykiem wybuchu konfliktu zbrojnego mogły przyczynić się do wzrostu poparcia dla przyjęcia wspólnej waluty w Polsce. Ponadto pandemia COVID-19 i wybuch pełnoskalowej wojny w Ukrainie mocno zachwiały gospodarką Polski. Obecnie sytuacja gospodarcza ustabilizowała się, ale wprowadzenie euro mogłoby przyciągnąć nowe inwestycje zagraniczne oraz pobudzić dalszy rozwój handlu międzynarodowego, w rezultacie przekładając się na wyższe tempo wzrostu PKB.

Proces przygotowania danego kraju członkowskiego UE do zastąpienia waluty krajowej przez wspólną walutę euro związany jest przede wszystkim z koniecznością spełnienia tzw. kryteriów konwergencji[1]. Wypełnienie tych kryteriów podlega ocenie przez Komisję Europejską, co ma na celu stwierdzenie, czy gospodarka tego kraju jest gotowa do przyjęcia wspólnej waluty. Jednakże poza gotowością gospodarki, nie mniej istotną kwestią wydaje się gotowość społeczeństwa na tę zmianę. Wprowadzenie euro w Polsce powinno mieć miejsce w warunkach akceptacji ze strony większości społeczeństwa. W związku z tym konieczna jest wiedza nie tylko na temat odsetka Polaków popierających ten proces, ale również na temat czynników kształtujących opinie Polaków w tym obszarze. W literaturze przedmiotu niewiele jest badań wykorzystujących metody modelowania ekonometrycznego w celu zidentyfikowania czynników wpływających na stosunek Polaków do euro. Ostatnie tego typu badanie dotyczyło lat 2009–2010 (Torój, Osińska 2011), co wskazuje na konieczność uaktualnienia wyników.

Celem niniejszej pracy jest analiza opinii Polaków odnośnie do wprowadzenia euro w Polsce oraz zidentyfikowanie czynników, które determinują ich stosunek do wspólnej waluty. Badanie to ma wskazać, które grupy w polskim społeczeństwie i z jakich powodów sprzeciwiają się temu procesowi. Informacje takie powinny być pomocne dla organów rządowych odpowiedzialnych nie tylko za przygotowanie gospodarki, ale również społeczeństwa na przyjęcie nowej waluty. W celu zwiększenia poparcia dla wprowadzenia wspólnej waluty w Polsce potrzebna jest nie tylko ogólna kampania informacyjna, ale także różne działania adresowane bezpośrednio do konkretnych grup osób. Znajomość czynników

[1] Traktat o funkcjonowaniu Unii Europejskiej (wersja skonsolidowana). Protokół (nr 13) w sprawie kryteriów konwergencji (Dz. Urz. UE C 326/1 z 26.10.2012).

determinujących stosunek Polaków do euro jest kluczowa dla właściwego przygotowania i przeprowadzenia takich działań.

Analiza trendów w kształtowaniu się opinii publicznej w Polsce w kwestii przyjęcia euro, podobnie jak analiza dotycząca spełnienia kryteriów konwergencji przez Polskę, odnosi się do okresu 2015–2023/2024 (w zależności od dostępności danych). Natomiast badanie mikroekonometryczne zostało ograniczone do trzech lat: 2020, 2021 i 2022. Wybór takiego okresu dla głównej części badania pozwala stwierdzić, czy i w jaki sposób niestabilność polityczna i gospodarcza w Polsce oraz za granicą wpływa na siłę i kierunek oddziaływania czynników determinujących opinię publiczną w Polsce w kwestii przyjęcia euro. Wybrany okres charakteryzował się wyjątkową niestabilnością ze względu na wybuch globalnej pandemii COVID-19, a następnie pełnoskalowej wojny w Ukrainie.

W drugiej części artykułu dokonano oceny spełnienia przez Polskę kryteriów konwergencji w latach 2015–2024. Przegląd literatury dotyczącej czynników determinujących opinię publiczną na temat przyjęcia euro znajduje się w części trzeciej. Część czwarta poświęcona jest opisowi danych oraz metodologii badania. W części piątej zaprezentowano wyniki analizy mikroekonometrycznej. Część szósta zawiera wnioski płynące z przeprowadzonego badania.

## 2. Spełnienie przez Polskę kryteriów konwergencji

Zastąpienie waluty krajowej przez wspólną walutę euro wiąże się z koniecznością wcześniejszego spełnienia kryteriów konwergencji obowiązujących na mocy TFUE. Ich głównym założeniem jest uzyskanie stabilności gospodarczej w zakresie inflacji, finansów publicznych, kursu walutowego, a także długookresowych stóp procentowych.

Analiza danych Eurostatu dla okresu 2015–2024 pokazuje, że Polska obecnie nie spełnia większości kryteriów konwergencji. Od wybuchu pandemii COVID-19 nie jest spełnione kryterium dotyczące stabilności cen (tabela 1) oraz deficytu budżetowego (w latach 2018–2019 wartość zbliżona do zera, w 2020 r. wzrost do 6,9% PKB, w 2021 r. spadek do 1,7% PKB, a w kolejnych latach wzrost do 6,6% PKB). Ponadto w latach 2016–2017 oraz 2022–2024 Polska nie spełniała kryterium stabilności długookresowych stóp procentowych (tabela 1). Ze względu na to, że Polska nie przystąpiła do systemu kursowego ERM II, kryterium dotyczące stabilności kursu walutowego również nie jest spełnione. Jedynie poziom długu publicznego nie przekraczał wartości referencyjnej przez cały analizowany okres (najwyższa wartość to 56,6% PKB w 2020 r., a minimalna 45,2% PKB rok wcześniej). W 2024 r. dług publiczny kształtował się na poziomie 55,3% PKB.

**Tabela 1.** Wartości wskaźników uwzględnionych w kryteriach konwergencji w Polsce w porównaniu z wartościami referencyjnymi (WR) w latach 2015–2024 (w %)

| | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | 2021 | 2022 | 2023 | 2024 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Inflacja – Polska | –0,7 | –0,2 | 1,6 | 1,2 | 2,1 | 3,7 | 5,2 | 13,2 | 10,9 | 3,7 |
| Inflacja – WR[a] | 1,6 | 1,5 | 2,1 | 2,3 | 1,9 | 1,5 | 2,2 | 7,9 | 4,4 | 2,5 |
| Długookresowa stopa procentowa – Polska | 2,7 | 3,0 | 3,4 | 3,2 | 2,4 | 1,5 | 2,0 | 6,1 | 5,8 | 5,5 |
| Długookresowa stopa procentowa – WR[b] | 2,8 | 2,4 | 3,3 | 4,4 | 3,5 | 2,1 | 2,6 | 3,9 | 5,2 | 5,2 |
| Dług publiczny – Polska[c] | 51,1 | 54,1 | 50,4 | 48,2 | 45,2 | 56,6 | 53,0 | 48,8 | 49,5 | 55,3 |
| Deficyt budżetowy – Polska[c] | 2,6 | 2,4 | 1,5 | 0,2 | 0,7 | 6,9 | 1,7 | 3,4 | 5,3 | 6,6 |

[a] WR – średnia wartość ze średniorocznych nieujemnych stóp inflacji (HICP) trzech krajów UE, które w ciągu jednego roku poprzedzającego badanie osiągnęły największą stabilność cen; dodatkowo do uzyskanej wartości dodaje się 1,5 p.p.

[b] WR – średnia wartość ze średniorocznych długookresowych stóp procentowych obligacji lub porównywalnych papierów wartościowych trzech krajów UE, które w ciągu jednego roku poprzedzającego badanie osiągnęły największą stabilność cen; dodatkowo do uzyskanej wartości dodaje się 2 p.p.

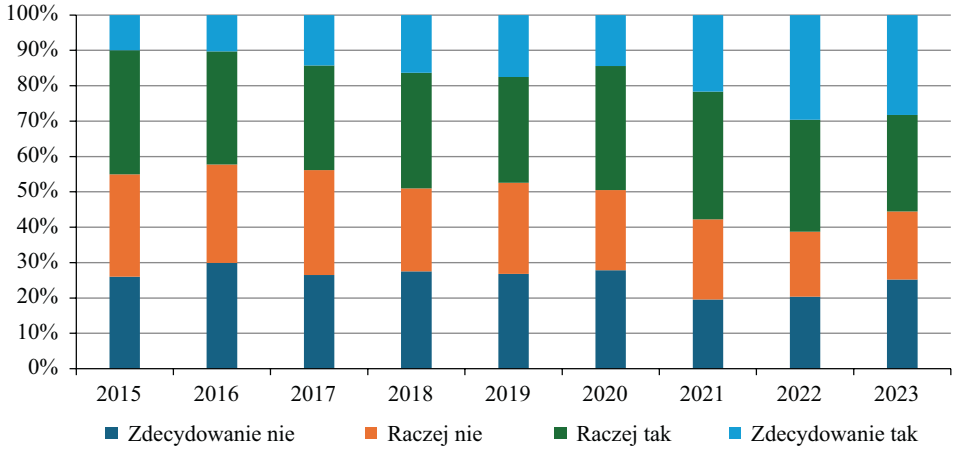
[c] WR dla długu publicznego wynosi 60% PKB, a dla deficytu budżetowego 3% PKB.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

## 3. Opinia Polaków w kwestii przyjęcia euro w Polsce oraz czynniki ją kształtujące w świetle literatury przedmiotu

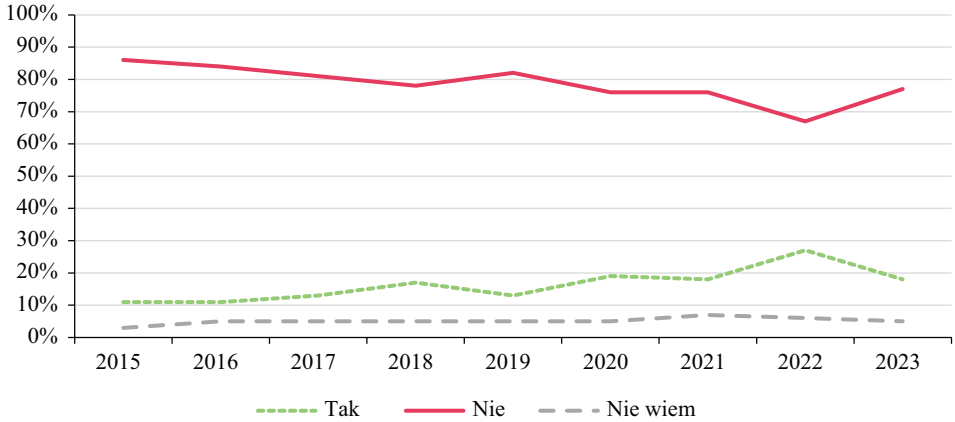
W krajach UE nienależących do strefy euro systematycznie realizowane są badania Flash Eurobarometer dotyczące opinii publicznej w kwestii przyjęcia euro. Według wyników badania przeprowadzonego w kwietniu 2023 r. 55% Polaków w mniejszym lub większym stopniu popierało ideę wprowadzenia euro w Polsce, natomiast 44% było temu przeciwnych (wykres 1). Jednocześnie, jak wynika z danych przedstawionych na wykresie 2, zdecydowana większość Polaków (77%) uważała, że Polska nie jest gotowa przyjąć euro, i był to najwyższy odsetek wśród krajów pozostających poza strefą euro. Tylko 18% Polaków było przeciwnego zdania (*Introduction of the euro* 2023). Mimo dość niskiego poparcia dla idei wprowadzenia euro w Polsce, widoczny jest wzrost odsetka respondentów przychylnie nastawionych do tego projektu, a także uważających, że Polska jest gotowa na wprowadzenie euro (wykresy 1 i 2). W analizowanym okresie największe poparcie dla przyjęcia euro w Polsce odnotowano w 2022 r., czyli zaraz po wybuchu pełnoskalowej wojny w Ukrainie. W tym samym roku uzyskano też najwyższy odsetek osób uważających, że Polska jest gotowa na wprowadzenie euro.

**Wykres 1.** Rozkład odpowiedzi na pytanie „Czy jest Pan/Pani za przyjęciem euro w Polsce?" (w %)




Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

**Wykres 2.** Rozkład odpowiedzi na pytanie „Czy Pana/Pani zdaniem Polska jest gotowa przyjąć euro?" (w %)




Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

Determinanty kształtujące opinię mieszkańców krajów UE w kwestii przyjęcia euro zostały szeroko omówione w literaturze przedmiotu. W większości prac analizy oparte były na danych pochodzących z badań opinii publicznej Flash Eurobarometer (Kaltenthaler, Anderson 2001; Allam, Goerres 2008; Banducci i in. 2009; Conflitti 2011; Hobolt, Wratil 2015; Kersan-Škabić 2019; Roth i in. 2022a). W niektórych pracach wykorzystano dane z krajowych badań ankietowych (Gabel, Hix 2005; Franchino, Segatti 2017; Požega i in. 2023; Gerunov i in. 2024) lub uzyskane na podstawie przeprowadzonego referendum (Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Jupille, Leblang 2007). Badania na ogół dotyczyły wszystkich

krajów UE lub tylko członków strefy euro, lecz w niektórych z nich dokonano podziału na kraje posługujące się wspólną walutą i kraje posługujące się walutą narodową oraz porównano czynniki charakterystyczne dla obu grup (Allam, Goerres 2008; Banducci i in. 2009; Hobolt, Wratil 2015). Niektóre z tych badań ograniczały się do analizy pojedynczego kraju (Gabel, Hix 2005; Isengard, Schneider 2006; Franchino, Segatti 2017; Požega i in. 2023; Gerunov i in. 2024).

W wielu pracach badano wpływ indywidualnych cech respondentów na wyrażane opinie w kwestii przyjęcia euro. Podkreślano znaczenie przede wszystkim takich cech, jak: płeć, poziom wykształcenia, pozycja na rynku pracy, wysokość posiadanych dochodów, a także poczucie tożsamości narodowej. Z dotychczasowych badań wynika, że kobiety oraz osoby słabiej wykształcone częściej sprzeciwiały się wprowadzeniu euro (Banducci i in. 2003; 2009; Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Allam, Goerres 2008; 2011; Jonung, Conflitti 2008; Conflitti 2011; Roth i in. 2022a; Gerunov i in. 2024). Z kolei większe prawdopodobieństwo akceptacji dla przyjęcia euro występowało wśród respondentów o wyższych dochodach (Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Jupille, Leblang 2007; Franchino, Segatti 2017; Kersan-Škabić 2019). Taką samą zależność stwierdzono w przypadku osób pracujących (Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Jonung, Conflitti 2008; Banducci i in. 2009; Franchino, Segatti 2017; Roth i in. 2022a). Wpływ wieku na opinie respondentów w kwestii posługiwania się wspólną walutą nie jest jednoznaczny. Część badań wskazuje, że osoby starsze częściej były niechętne wspólnej walucie (Allam, Goerres 2008; 2011; Banducci i in. 2009; Conflitti 2011), ale z niektórych prac wynika odwrotna zależność w przypadku tej cechy (Banducci i in. 2003; Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007). Wyniki niedawno przeprowadzonego badania dla krajów strefy euro wykazały, że osoby starsze najbardziej sprzeciwiały się euro przed kryzysem finansowym z 2008 r., jednakże w trakcie kryzysu i później, w okresie ożywienia gospodarczego, była to grupa osób w największym stopniu popierająca wspólną walutę (Roth i in. 2022a).

Z badania przeprowadzonego w Niemczech w latach 1999–2002 wynika, że osoby głosujące na partie prawicowe odczuwały większe obawy związane z przyjęciem euro (Isengard, Schneider 2006). Z drugiej strony osoby głosujące na partie lewicowe również często wyrażały sprzeciw w kwestii euro, gdy w grę wchodziła ochrona przepisów socjalnych i powstrzymanie deregulacji rynku pracy na rzecz dalszej integracji (Hooghe, Marks 2005; Jonung, Vlachos 2007; Gerunov i in. 2024). W pierwszych latach funkcjonowania UGiW często podkreślano też znaczenie tożsamości narodowej jako istotnego czynnika kształtującego stosunek społeczeństw krajów UE w kwestii przyjęcia euro. Obywatele odczuwający silne poczucie przynależności do swojego kraju preferowali posługiwanie się walutą krajową (Gabel, Hix 2005; Jupille, Leblang 2007; Allam, Goerres 2008; 2011; Banducci i in. 2009). Po kryzysie zadłużenia w strefie euro wpływ tej cechy na poparcie dla wspólnej waluty w krajach posługujących się euro istotnie

zmalał, a stosunek do euro w większym stopniu zaczął być zależny od tego, jak respondenci postrzegali bilans zysków i strat wynikających z posługiwania się wspólną walutą (Hobolt, Wratil 2015). Z kolei badanie przeprowadzone przez Hooghe'a i Marksa (2005) dowodzi, że odczuwanie silniejszej tożsamości narodowej zwiększało eurosceptycyzm wśród społeczeństwa w sytuacji, gdy w kraju widoczny był silny podział pod względem politycznym. Wyniki ostatnich wyborów parlamentarnych i prezydenckich potwierdziły, że Polacy są mocno podzieleni w sprawach politycznych, a partie polityczne działające w Polsce głoszą odmienne poglądy w wielu kwestiach, w tym także tych dotyczących funkcjonowania UE oraz członkostwa Polski w strefie euro.

Do czynników wpływających pozytywnie na stosunek do euro zaliczyć można również wysoki poziom wiedzy na temat euro (Gabel, Hix 2005; Isengard, Schneider 2006), świadomość korzyści płynących z posługiwania się wspólną walutą (Hobolt, Wratil 2015; Jonung 2004), doświadczenie w używaniu euro (Jonung, 2004; Požega i in. 2023) oraz pozytywny stosunek do UE (Banducci i in. 2003; 2009; Jonung 2004; Franchino, Segatti 2017). Im częściej respondenci mieli do czynienia w codziennym życiu z tematami dotyczącymi euro, tym bardziej optymistyczne były ich oczekiwania odnośnie do wprowadzenia tej waluty (Backé, Beckmann 2020). Do przeciwników wspólnej waluty częściej należały osoby zamieszkujące tereny wiejskie (Jonung, Vlachos 2007; Jupille, Leblang 2007; Jonung, Conflitti 2008; Conflitti 2011), a ponadto respondenci obawiający się utraty niezależności oraz zaburzeń funkcjonowania systemu demokratycznego w ich kraju (Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007). Brak zaufania do rządu oraz różnego rodzaju instytucji (zarówno krajowych – np. bank centralny, jak i unijnych – np. Parlament Europejski lub cała UE) prowadzi do odczuwania niechęci wobec przyjęcia euro (Backé, Beckmann 2020; Požega i in. 2023; Gerunov i in. 2024).

Oprócz czynników mikroekonomicznych w różnych badaniach uwzględniano także wpływ zmiennych o charakterze makroekonomicznym, takich jak: inflacja, bezrobocie, PKB, deficyt budżetowy oraz kurs walutowy. Zarówno wzrost inflacji, jak i przekonanie respondentów o wysokim poziomie inflacji w ich kraju (Banducci i in. 2009; Conflitti 2011; Roth i in. 2022a; 2022c) wpływały negatywnie na stosunek do euro. Podobną zależność uzyskano w przypadku bezrobocia (Kersan-Škabić 2019; Roth i in. 2022a; 2022b; 2022c). Co więcej, poparcie dla euro było większe w krajach, które w przeszłości doświadczyły wysokiej inflacji i/lub bezrobocia (Kaltenthaler, Anderson 2001). Z drugiej strony wzrost deficytu budżetowego może się przyczyniać do wzrostu poparcia dla euro ze względu na nadzieje respondentów dotyczące możliwej poprawy sytuacji gospodarczej po przyjęciu wspólnej waluty (Allam, Goerres 2008; 2011). Z tego samego powodu również wzrost inflacji w kraju respondenta może zwiększać akceptację dla euro (Banducci i in. 2003). Trwały wzrost

gospodarczy oraz postrzeganie gospodarki jako stabilnej i dobrze prosperującej pozytywnie wpływały na stosunek do euro, ponieważ respondenci oczekiwali wyższego tempa wzrostu gospodarczego i/lub lepszego funkcjonowania gospodarki po przyjęciu wspólnej waluty (Allam, Goerres 2008; 2011; Banducci i in. 2009; Backé, Beckmann 2020). Umocnienie oraz przekonanie o stabilności euro (Banducci i in. 2003; 2009; Hobolt, Leblond 2009; Roth i in. 2022a) także zwiększało poparcie dla wspólnej waluty. W ostatnim czasie widoczny jest spadek ogólnego poparcia dla idei integracji europejskiej w krajach UE, a jedną z przyczyn tej zmiany mogą być problemy z kontrolą napływu nielegalnych migrantów (Kang, Oh 2020).

Badania przeprowadzone wśród Polaków dowodzą, że ich opinie w kwestii przyjęcia euro zdeterminowane były przez następujące czynniki: poglądy polityczne, wiek, płeć, stan wiedzy na temat euro, wysokość dochodów, poziom wykształcenia oraz wielkość miejsca zamieszkania. Osoby popierające partie prawicowe częściej nie były przychylne wobec wprowadzenia euro w Polsce niż osoby wyrażające poglądy centrolewicowe (Torój, Osińska 2011; *Polska w Unii Europejskiej* 2018; *Przyjęcie wspólnej waluty euro* 2019; Rosati 2022; Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025). Im młodszy respondent, tym mniejsze prawdopodobieństwo wyrażenia dezaprobaty wobec przyjęcia euro w Polsce (Torój, Osińska 2011; Banasik, Czempik 2012; *Polska w Unii Europejskiej* 2018; *Przyjęcie wspólnej waluty euro* 2019; Rosati 2022). Z drugiej strony wyniki badań przeprowadzonych w ostatnim czasie wskazują na odwrotny kierunek zależności (Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025). Z kolei wyższy poziom wiedzy na temat wspólnej waluty miał pozytywny wpływ na poparcie dla niej (Torój, Osińska 2011). W Polsce wciąż utrzymuje się dość niski poziom wiedzy o euro, ale sytuacja stopniowo ulega poprawie (Rosati 2022). Według badania Eurobarometer z 2023 r. 58% Polaków uważało się za wystarczająco poinformowanych o euro, natomiast 41% respondentów wskazało na niedobór wiedzy w tym obszarze. Odczuwanie braku dostatecznej wiedzy na temat euro może rodzić większe obawy wśród tej grupy respondentów i tym samym zwiększać poziom dezaprobaty. Polacy zdecydowanie najczęściej obawiali się wzrostu cen (Banasik, Czempik 2012; *Introduction of the euro* 2023; Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025) oraz utraty tożsamości narodowej (Torój, Osińska 2011) w wyniku wprowadzenia euro. Z kolei osoby świadome korzyści płynących z przyjęcia euro wyrażały większe poparcie dla wspólnej waluty (Torój, Osińska 2011). Osoby o wyższych dochodach i/lub wyższym poziomie wykształcenia częściej popierały przyjęcie euro przez Polskę (Torój, Osińska 2011; *Polska w Unii Europejskiej* 2018; Rosati 2022). Idei wprowadzenia euro w Polsce częściej sprzeciwiały się kobiety (Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025). Natomiast wpływ wielkości miejsca zamieszkania na stosunek Polaków do euro nie jest jednoznaczny (Torój, Osińska 2011; *Polska w Unii Europejskiej* 2018).

# 4. Dane i metodologia

W celu przeprowadzenia analizy ilościowej posłużono się danymi, które zostały zebrane w ramach badań Flash Eurobarometer zleconych przez Komisję Europejską w latach 2020–2022 (*Introduction of the euro* 2020; 2021; 2022). Próba dla Polski została dobrana w sposób losowy, a w celu zapewnienia jej reprezentatywności zostały zastosowane odpowiednie wagi zgodne ze strukturą populacji. W latach 2020–2022 uwzględniono w niej kolejno 1003, 1007 i 1011 respondentów w wieku 15 lat i więcej. Jednakże, w wyniku agregacji poszczególnych kategorii zmiennych oraz usunięcia braków danych (m.in. odpowiedzi „Nie wiem"), próba liczy odpowiednio 811, 787 i 775 respondentów w kolejnych trzech latach. Należy podkreślić, że nie spowodowało to drastycznych zmian w strukturze próby. Większe różnice są sporadyczne i nie przekraczają 5 p.p.

Zmienna zależna $y$ to zmienna informująca o opinii respondenta w kwestii przyjęcia euro przez Polskę. Pytanie zawarte w kwestionariuszu ankiety brzmi następująco: „Czy, ogólnie rzecz biorąc, jest Pan/Pani osobiście raczej za czy przeciwko pomysłowi wprowadzenia euro w Polsce?". Respondenci mieli do wyboru pięć wariantów odpowiedzi: „Zdecydowanie przeciwko", „Raczej przeciwko", „Raczej za", „Zdecydowanie za" oraz „Nie wiem". W niniejszym badaniu postanowiono zwrócić uwagę na różnice występujące pomiędzy grupą osób przeciwnych przyjęciu euro a grupą osób popierających ten proces. W tym celu połączono dwa pierwsze warianty zmiennej zależnej i powstała kategoria „Jestem przeciwny/a", natomiast dwa kolejne warianty zagregowano do kategorii „Jestem za"[2]. Odpowiedzi „Nie wiem" zostały potraktowane w badaniu jako braki danych ze względu na ich małą liczebność nieprzekraczającą 2,8% w każdej z trzech edycji badania. Wartości „0" i „1" zostały przypisane odpowiednio kategoriom „Jestem przeciwny/a" oraz „Jestem za".

Rozkład zmiennej zależnej wskazuje, że w latach 2020–2022 odsetek Polaków popierających przyjęcie euro w Polsce przewyższał udział respondentów wyrażających dezaprobatę w tej kwestii (wykres 3). W 2020 r. osoby popierające wprowadzenie euro stanowiły 51,6% wszystkich respondentów, a w kolejnych latach ich udział wzrósł do 58,8% w 2021 i aż 63,2% w 2022 r.

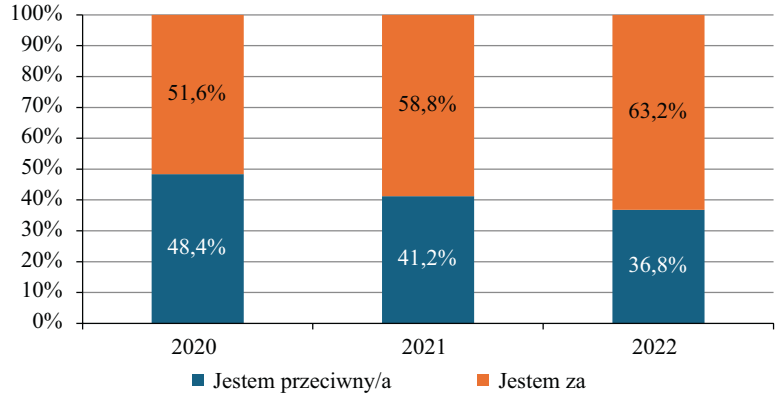
Zmienne objaśniające zostały opisane w tabeli 3. W każdej z trzech edycji badania kwestionariusz zawierał taki sam zestaw pytań, zatem charakterystyka zmiennych objaśniających dotyczy każdego roku ujętego w badaniu.

Warto zauważyć, że zmiany rozkładów częstości zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych w latach 2020–2022 mogą wskazywać na to, iż stosunek

[2] Skonstruowano również modele logitowe zmiennej polichotomicznej kategorii uporządkowanych, jednakże wyniki łącznego testu Wolfe'a i Goulda wskazały na niespełnienie założenia regresji równoległych przez otrzymane modele.

Polaków w kwestii wprowadzenia euro uległ poprawie w tym okresie. Z roku na rok wzrastał odsetek osób w próbie, które zauważały pozytywne konsekwencje wprowadzenia euro oraz czuły się poinformowane o euro, natomiast malał odsetek osób odczuwających różnego rodzaju obawy związane z przyjęciem wspólnej waluty.

**Wykres 3.** Rozkład odpowiedzi zmiennej zależnej w latach 2020–2022




Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

Badanie, którego głównym celem jest zidentyfikowanie czynników wpływających na zmienną zależną oraz określenie kierunku i siły ich oddziaływania, powinno być wsparte modelowaniem przyczynowo-skutkowym. Niniejsza analiza zostanie przeprowadzona z wykorzystaniem modelu logitowego zmiennej dychotomicznej. Metodyka ta była już stosowana we wcześniejszych badaniach mających na celu zidentyfikowanie czynników determinujących opinię publiczną w kwestii przyjęcia euro (Banducci i in. 2003; Jupille, Leblang 2007; Torój, Osińska 2011; Hobolt, Wratil 2015). Przy użyciu modelu logitowego możliwe jest modelowanie nieobserwowalnej, ciągłej zmiennej ukrytej ($y^*$), której wartości są aproksymowane za pomocą obserwowalnej zmiennej dychotomicznej ($y$), ograniczonej do dwóch kategorii. Zakłada się, że zmienną ukrytą $y^*$ można przedstawić za pomocą równania (Long, Freese 2001, s. 100):

$$y_i^* = \boldsymbol{x_i\beta} + \varepsilon_i, \tag{1}$$

gdzie $\boldsymbol{x}$ to wektor zmiennych objaśniających, $\boldsymbol{\beta}$ to wektor parametrów, $\varepsilon$ to składnik losowy o rozkładzie logistycznym, $i$ to kolejni respondenci ($i$ = 1, 2, ..., $n$). Zmienna $y$ ogranicza zmienną $y^*$ do dwóch kategorii w następujący sposób (Long, Freese 2001):

$$y_i = \begin{cases} 0 \; dla \;\; y_i^* \leq 0 \\ 1 \; dla \; y_i^* > 0 \end{cases}. \tag{2}$$

**Tabela 2.** Charakterystyka zmiennych niezależnych użytych w modelach początkowych

| Nazwa | Opis | Rozkład odpowiedzi | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 2020 | 2021 | 2022 |
| *sex* | Płeć | • mężczyźni – 53,9%<br>• kobiety – 46,1% | • mężczyźni – 53,6%<br>• kobiety – 46,4% | • mężczyźni – 56,9%<br>• kobiety – 43,1% |
| *edu* | Liczba lat kształcenia | • do 19 lat – 26%<br>• 20 lat i więcej – 74% | • do 19 lat – 16,1%<br>• 20 lat i więcej – 83,9% | • do 19 lat – 18,5%<br>• 20 lat i więcej – 81,5% |
| *work* | Pozycja na rynku pracy | • niepracujący – 41,8%<br>• pracujący – 58,2% | • niepracujący – 22,1%<br>• pracujący – 77,9% | • niepracujący – 25,9%<br>• pracujący – 74,1% |
| *inflation* | Jaki wpływ na ceny wywrze wprowadzenie euro w Polsce Pana/Pani zdaniem? | • spowoduje spadek cen lub pomoże utrzymać ich równowagę – 28,9%<br>• spowoduje wzrost cen – 71,1% | • spowoduje spadek cen lub pomoże utrzymać ich równowagę – 29,4%<br>• spowoduje wzrost cen – 70,6% | • spowoduje spadek cen lub pomoże utrzymać ich równowagę – 39,3%<br>• spowoduje wzrost cen – 60,7% |
| *euro_exp* | Czy używał/a Pan/Pani już banknotów lub monet euro? | • nie – 26,9%<br>• tak – 73,1% | • nie – 11,2%<br>• tak – 88,8% | • nie – 12,2%<br>• tak – 87,8% |
| *euro_info* | W jakim stopniu czuje się Pan/Pani poinformowany/a o euro? | • bardzo słabo – 13,6%<br>• raczej słabo – 31,6%<br>• raczej dobrze – 45,6%<br>• bardzo dobrze – 9,1% | • bardzo słabo – 12,5%<br>• raczej słabo – 30,9%<br>• raczej dobrze – 45,6%<br>• bardzo dobrze – 11% | • bardzo słabo – 12,5%<br>• raczej słabo – 29,6%<br>• raczej dobrze – 43,5%<br>• bardzo dobrze – 14,3% |
| *town* | Wielkość miejsca zamieszkania | • wieś – 26,3%<br>• małe/średnie miasto – 33,4%<br>• duże miasto – 40,4% | • wieś – 22%<br>• małe/średnie miasto – 32,6%<br>• duże miasto – 45,4% | • wieś – 23,2%<br>• małe/średnie miasto – 32%<br>• duże miasto – 44,8% |
| *custom* | Czy uważa Pan/Pani, że poradzi sobie z przystosowaniem się do zmiany złotego na euro? | • zdecydowanie nie – 8%<br>• raczej nie – 10,5%<br>• raczej tak – 41,1%<br>• zdecydowanie tak – 40,5% | • zdecydowanie nie – 3,4%<br>• raczej nie – 6%<br>• raczej tak – 36,2%<br>• zdecydowanie tak – 54,4% | • zdecydowanie nie – 4,4%<br>• raczej nie – 4,9%<br>• raczej tak – 31,8%<br>• zdecydowanie tak – 58,9% |

| Nazwa | Opis | Rozkład odpowiedzi | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 2020 | 2021 | 2022 |
| *economy* | Czy uważa Pan/Pani, że wprowadzenie euro sprawi, iż Polska utraci kontrolę nad swoją polityką gospodarczą? | • zdecydowanie nie – 30,2%<br>• raczej nie – 34,2%<br>• raczej tak – 19,7%<br>• zdecydowanie tak – 15,9% | • zdecydowanie nie – 31%<br>• raczej nie – 36,2%<br>• raczej tak – 18,7%<br>• zdecydowanie tak – 14,1% | • zdecydowanie nie – 35,4%<br>• raczej nie – 33,8%<br>• raczej tak – 16,1%<br>• zdecydowanie tak – 14,7% |
| *national_id* | Czy uważa Pan/Pani, że wprowadzenie euro będzie oznaczało, iż Polska utraci swoją tożsamość narodową? | • zdecydowanie nie – 36,4%<br>• raczej nie – 26,5%<br>• raczej tak – 18,6%<br>• zdecydowanie tak – 18,4% | • zdecydowanie nie – 38,9%<br>• raczej nie – 28%<br>• raczej tak – 16,4%<br>• zdecydowanie tak – 16,7% | • zdecydowanie nie – 43%<br>• raczej nie – 25,5%<br>• raczej tak – 14,8%<br>• zdecydowanie tak – 16,7% |
| *age* | Wiek (w latach) | • średni wiek respondenta to około 54 lata, przedział wiekowy to 16–95 lat | • średni wiek respondenta to około 45 lat, przedział wiekowy to 16–85 lat | • średni wiek respondenta to około 46 lat, przedział wiekowy to 16–95 lat |
| *conseq_pl* | Jakie skutki dla Polski miałoby Pana/Pani zdaniem wprowadzenie euro? | • bardzo negatywne – 15,1%<br>• raczej negatywne – 34,5%<br>• raczej pozytywne – 42,3%<br>• bardzo pozytywne – 8,1% | • bardzo negatywne – 13,6%<br>• raczej negatywne – 32,1%<br>• raczej pozytywne – 45,8%<br>• bardzo pozytywne – 8,5% | • bardzo negatywne – 13,7%<br>• raczej negatywne – 25,5%<br>• raczej pozytywne – 45,4%<br>• bardzo pozytywne – 15,4% |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

W niniejszej analizie zmienna $y$ przyjmuje wartość „1" z prawdopodobieństwem $p_i$ zawartym w przedziale ⟨0,1⟩, gdy respondent opowiada się za przyjęciem euro w Polsce, i wartość „0" z prawdopodobieństwem $1 - p_i$, gdy respondent jest przeciwny wprowadzeniu jednolitej waluty. Prawdopodobieństwo ($p_i$) przyjęcia wartości „1" dla $i$-tego respondenta w modelu logitowym przyjmuje postać (Cameron, Trivedi 2005, s. 463–465):

$$p_i = \frac{exp(\boldsymbol{x_i\beta})}{1+exp(\boldsymbol{x_i\beta})}, \tag{3}$$

a model logitowy, czyli logarytm ilorazu prawdopodobieństwa przyjęcia oraz nieprzyjęcia wartości 1 przez zmienną zależną $y$, ostatecznie przyjmuje postać (Gruszczyński 2012, s. 80):

$$logit(p_i) = ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right). \tag{4}$$

Parametry modelu logitowego oszacowane za pomocą Metody Największej Wiarygodności nie są interpretowalne ekonomicznie. Aby ocenić siłę wpływu zmiennych niezależnych na zmienną ukrytą, należy wyznaczyć efekty krańcowe, opierając się na otrzymanym modelu logitowym (Cameron, Trivedi 2005, s. 122). Efekty krańcowe informują o tym, jak zmieni się prawdopodobieństwo wyboru przez respondenta kategorii zmiennej zależnej oznaczonej wartością „1", jeśli konkretna zmienna objaśniająca przyjmie wartość odpowiadającą innemu wariantowi lub wzrośnie/zmaleje o jednostkę (Long, Freese 2001, s. 88). Efekt krańcowej zmiany $j$-tej zmiennej objaśniającej przy danym prawdopodobieństwie $p_i$ opisuje wyrażenie (Gruszczyński 2012, s. 83):

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_{ji}} = \beta_j p_i(1 - p_i). \tag{5}$$

W niniejszej analizie wykorzystano średnie efekty krańcowe, które otrzymuje się poprzez wyliczenie średniej ze wszystkich efektów krańcowych otrzymanych oddzielnie dla każdej obserwacji (Cameron, Trivedi 2005, s. 122).

W celu zweryfikowania, czy uzyskany model logitowy jest wystarczająco dokładnym narzędziem i w zadowalającym stopniu odzwierciedla zależności występujące pomiędzy zmiennymi, stosuje się przykładowo pseudo-$R^2$ McFaddena (Cameron, Trivedi 2005, s. 473–474). Odejmując od jedności iloraz logarytmu funkcji wiarygodności skonstruowanego modelu ($L_{UR}$) i modelu zawierającego wyłącznie wyraz wolny ($L_R$), otrzymujemy (Maddala 2006, s. 378):

$$R^2\ McFaddena = 1 - \frac{\ln L_{UR}}{\ln L_R}. \tag{6}$$

Aby uzyskać jego skorygowaną postać, należy dodatkowo pomniejszyć licznik o liczbę estymowanych parametrów (Long, Freese 2001, s. 84).

# 5. Wyniki badania mikroekonometrycznego

W tej części pracy przedstawiono wyniki oszacowania modeli logitowych z uwzględnieniem wszystkich zmiennych objaśniających, które zostały opisane w tabeli 2[3]. Oszacowane wartości parametrów modeli logitowych znajdują się w tabeli 3. Wartości pseudo-$R^2$ McFaddena świadczą o bardzo dobrym dopasowaniu modeli. W celu oceny i porównania siły oddziaływania zmiennych niezależnych na podstawie wszystkich modeli logitowych wyznaczono średnie efekty krańcowe (tabela 4). W przypadku zmiennych złożonych z przynajmniej trzech kategorii przeprowadzono test łącznej istotności parametrów, a otrzymane wyniki przedstawiono w tabeli 5. W tabeli 6 znajduje się opis wyników modeli logitowych z uwzględnieniem tych zmiennych, które w poszczególnych latach wykazały statystycznie istotny wpływ na zmienną zależną. Wskazano również kierunki oddziaływania tych zmiennych oraz porównano uzyskane wyniki z wynikami wcześniejszych badań. Pominięto dwie zmienne, które nie wykazały istotnego wpływu na stosunek Polaków do euro w całym analizowanym okresie. Są to zmienne *euro_info* oraz *euro_exp* informujące odpowiednio o stanie wiedzy respondenta na temat euro oraz o wcześniejszym doświadczeniu w używaniu tej waluty.

**Tabela 3.** Wyniki oszacowania modeli logitowych dla lat 2020–2022

| Nazwa zmiennej (kategoria bazowa) | Kategoria | Model 2020 | | Model 2021 | | Model 2022 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Ocena parametru | SE | Ocena parametru | SE | Ocena parametru | SE |
| *age* | – | –0,024 | 0,015 | 0,043** | 0,018 | –0,009 | 0,018 |
| *sex* (Mężczyźni) | • kobiety | 0,234 | 0,371 | 0,591 | 0,424 | –0,747* | 0,394 |
| *town* (Wieś) | • małe/średnie miasto | 0,003 | 0,500 | –0,186 | 0,531 | 0,520 | 0,531 |
| | • duże miasto | –0,258 | 0,522 | –0,187 | 0,528 | –0,601 | 0,562 |
| *euro_exp* (Nie) | • tak | –0,333 | 0,493 | 0,718 | 0,588 | –0,780 | 0,582 |
| *euro_info* (Bardzo słabo) | • raczej słabo | –1,257** | 0,622 | –0,382 | 0,634 | 1,214* | 0,702 |
| | • raczej dobrze | –0,933 | 0,632 | 0,343 | 0,639 | 0,759 | 0,615 |
| | • bardzo dobrze | –1,688 | 1,317 | 0,048 | 0,678 | 0,053 | 1,115 |

[3] Rozważano użycie różnych zestawów zmiennych objaśniających, jednakże kryteria informacyjne Akaike'a i Schwarza oraz skorygowany pseudo-$R^2$ McFaddena najczęściej wskazywały na uwzględnienie w modelach zmiennych zawartych w tabeli 3.

**Tabela 3** (cd.)

| Nazwa zmiennej (kategoria bazowa) | Kategoria | Model 2020 | | Model 2021 | | Model 2022 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Ocena parametru | SE | Ocena parametru | SE | Ocena parametru | SE |
| *custom* (Zdecydowanie nie) | • raczej nie | –1,144 | 1,753 | 0,559 | 2,288 | –0,662 | 1,223 |
| | • raczej tak | 2,731* | 1,462 | 3,103 | 2,091 | 1,110 | 1,096 |
| | • zdecydowanie tak | 3,269** | 1,429 | 3,506 | 2,181 | 1,330 | 1,155 |
| *economy* (Zdecydowanie nie) | • raczej nie | 0,851 | 0,553 | 0,464 | 0,474 | 0,270 | 0,729 |
| | • raczej tak | –1,045* | 0,628 | –0,821 | 0,532 | –0,667 | 0,824 |
| | • zdecydowanie tak | –0,804 | 0,775 | –1,043 | 0,865 | –2,409*** | 0,808 |
| *national_id* (Zdecydowanie nie) | • raczej nie | –0,879 | 0,562 | –1,587*** | 0,566 | –1,379* | 0,795 |
| | • raczej tak | –1,902*** | 0,591 | –2,388*** | 0,594 | –0,991 | 0,630 |
| | • zdecydowanie tak | –3,223*** | 0,658 | –5,232*** | 0,826 | –1,769** | 0,696 |
| *edu* (Do 19 lat) | • 20 lat i więcej | 0,099 | 0,491 | –0,292 | 0,526 | 2,126*** | 0,519 |
| *work* (Niepracujący) | • pracujący | –0,913* | 0,478 | 0,158 | 0,559 | –0,223 | 0,660 |
| *conseq_pl* (Bardzo negatywne) | • raczej negatywne | 1,521** | 0,695 | 1,971** | 1,001 | –0,103 | 0,815 |
| | • raczej pozytywne | 6,290*** | 0,740 | 5,596*** | 1,031 | 4,277*** | 0,869 |
| | • bardzo pozytywne | 7,869*** | 1,498 | 5,694*** | 1,854 | 4,943*** | 1,014 |
| *inflation* (Spowoduje spadek cen lub pomoże utrzymać ich równowagę) | • spowoduje wzrost cen | –2,187*** | 0,484 | –2,221*** | 0,572 | –1,568*** | 0,497 |
| *cons* | – | –0,287 | 1,568 | –5,307** | 2,346 | –0,969 | 1,917 |
| N | | 811 | | 787 | | 775 | |
| Log-likelihood | | –110,80 | | –122,25 | | –127,37 | |
| AIC | | 269,61 | | 292,49 | | 302,75 | |
| BIC | | 382,37 | | 404,53 | | 414,4 | |
| $R^2$ McFadden | | 0,791 | | 0,765 | | 0,734 | |
| Skorygowany $R^2$ McFadden | | 0,725 | | 0,698 | | 0,660 | |

W tabeli podano wartości błędów standardowych odpornych na heteroskedastyczność (SE).

$^{*}$ $p < 0{,}1$; $^{**}$ $p < 0{,}05$; $^{***}$ $p < 0{,}01$

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

**Tabela 4.** Średnie efekty krańcowe (AME) dla lat 2020–2022

| Nazwa zmiennej (kategoria bazowa) | Kategoria | Model 2020 | Model 2021 | Model 2022 |
|---|---|---|---|---|
| *age* | – | –0,001 | 0,002 | 0,000 |
| *sex* (Mężczyźni) | • kobiety | 0,010 | 0,028 | –0,039 |
| *town* (Wieś) | • małe/średnie miasto | 0,000 | –0,009 | 0,026 |
| | • duże miasto | –0,011 | –0,009 | –0,029 |
| *euro_exp* (Nie) | • tak | –0,014 | 0,034 | –0,040 |
| *euro_info* (Bardzo słabo) | • raczej słabo | –0,053 | –0,018 | 0,062 |
| | • raczej dobrze | –0,040 | 0,017 | 0,038 |
| | • bardzo dobrze | –0,070 | 0,002 | 0,003 |
| *custom* (Zdecydowanie nie) | • raczej nie | –0,079 | 0,037 | –0,040 |
| | • raczej tak | 0,143 | 0,175 | 0,060 |
| | • zdecydowanie tak | 0,171 | 0,197 | 0,072 |
| *economy* (Zdecydowanie nie) | • raczej nie | 0,039 | 0,025 | 0,016 |
| | • raczej tak | –0,046 | –0,041 | –0,039 |
| | • zdecydowanie tak | –0,035 | –0,052 | –0,150 |
| *national_id* (Zdecydowanie nie) | • raczej nie | –0,046 | –0,108 | –0,081 |
| | • raczej tak | –0,095 | –0,156 | –0,059 |
| | • zdecydowanie tak | –0,166 | –0,371 | –0,104 |
| *edu* (Do 19 lat) | • 20 lat i więcej | 0,004 | –0,014 | 0,111 |
| *work* (Niepracujący) | • pracujący | –0,039 | 0,008 | –0,011 |
| *conseq_pl* (Bardzo negatywne) | • raczej negatywne | 0,139 | 0,204 | –0,014 |
| | • raczej pozytywne | 0,624 | 0,513 | 0,479 |
| | • bardzo pozytywne | 0,736 | 0,519 | 0,520 |
| *inflation* (Spowoduje spadek cen lub pomoże utrzymać ich równowagę) | • spowoduje wzrost cen | –0,110 | –0,123 | –0,096 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

**Tabela 5.** Wyniki testu łącznej istotności dla wielowariantowych zmiennych jakościowych (wartości *p*)

| Nazwa zmiennej | Model 2020 | Model 2021 | Model 2022 |
|---|---|---|---|
| *town* | 0,825 | 0,930 | 0,053 |
| *euro_info* | 0,205 | 0,552 | 0,345 |
| *custom* | 0,002 | 0,001 | 0,146 |
| *economy* | 0,008 | 0,091 | 0,002 |
| *national_id* | 0,000 | 0,000 | 0,075 |
| *conseq_pl* | 0,000 | 0,000 | 0,000 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurobarometer.

**Tabela 6.** Opis wyników modeli logitowych dla lat 2020–2022

| Nazwa zmiennej | Opis wpływu zmiennej | Lata, w których wpływ oddziaływania zmiennej był istotny statystycznie | Wnioski i nawiązanie do literatury przedmiotu |
|---|---|---|---|
| *conseq_pl* | osoby dostrzegające głównie pozytywne konsekwencje wprowadzenia euro w Polsce częściej zgadzały się na przyjęcie wspólnej waluty | 2020–2022, najsilniejszy wpływ w 2020 r., w latach 2021–2022 zależność słabsza, choć nadal bardzo silna w porównaniu z pozostałymi zmiennymi | kierunek wpływu jest zgodny z wynikami wcześniejszych badań (Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Torój, Osińska 2011) |
| *national_id* | respondenci obawiający się utraty przez Polskę tożsamości po wprowadzeniu euro częściej byli przeciwni przyjęciu euro w Polsce niż osoby niewyrażające takich obaw | 2020–2022, najsilniejszy wpływ w 2021 r. | kierunek wpływu jest zgodny z wynikami wcześniejszych badań (Hobolt, Wratil 2015; Jonung 2004) |
| *inflation* | respondenci obawiający się wzrostu cen po wprowadzeniu euro częściej byli przeciwni przyjęciu euro w Polsce niż osoby niewyrażające takich obaw | 2020–2022, najsilniejszy wpływ w 2021 r. | zgodnie z wiedzą autora kierunek wpływu zmiennej nie został wcześniej zidentyfikowany, lecz badania dotyczące Polski wskazują, że spośród wszystkich obaw Polacy najczęściej obawiają się wzrostu cen po przyjęciu euro (Banasik, Czempik 2012; *Introduction of the euro* 2023; Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025) |
| *economy* | respondenci obawiający się utraty przez Polskę kontroli nad polityką gospodarczą po wprowadzeniu euro częściej byli przeciwni przyjęciu euro w Polsce niż osoby niewyrażające takich obaw | 2020–2022, najsilniejszy wpływ w 2022 r. | zgodnie z wiedzą autora kierunek wpływu tej zmiennej nie został wcześniej zidentyfikowany |
| *custom* | respondenci obawiający się trudności w używaniu euro częściej byli przeciwni przyjęciu euro w Polsce niż osoby niewyrażające takich obaw | 2020–2021, silniejszy wpływ w 2021 niż w 2020 r. | kierunek wpływu jest zgodny z wynikami wcześniejszych badań (Jonung 2004; Požega i in. 2023) |
| *work* | osoby pracujące rzadziej popierały ideę wprowadzenia euro w Polsce niż osoby bezrobotne | 2020 | kierunek wpływu jest sprzeczny z wynikami wcześniejszych badań (Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Jonung, Conflitti 2008; Banducci i in. 2009; Roth i in. 2022a) |

**Tabela 6** (cd.)

| Nazwa zmiennej | Opis wpływu zmiennej | Lata, w których wpływ oddziaływania zmiennej był istotny statystycznie | Wnioski i nawiązanie do literatury przedmiotu |
|---|---|---|---|
| *age* | im starszy respondent, tym większe prawdopodobieństwo aprobaty dla wprowadzenia euro | 2021 | kierunek wpływu jest sprzeczny z wynikami wcześniejszych badań dotyczących Polski (Torój, Osińska, 2011; Banasik, Czempik 2012; *Polska w Unii Europejskiej* 2018; *Przyjęcie wspólnej waluty euro* 2019), ale jest zgodny z wynikami wcześniejszych badań dla niektórych krajów UE (Banducci i in. 2003; Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Roth i in. 2022a) oraz badań dotyczących Polski przeprowadzonych w ostatnim czasie (Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025) |
| *sex* | kobiety częściej niż mężczyźni odczuwały niechęć w kwestii przyjęcia euro | 2022 | kierunek wpływu jest zgodny z wynikami wcześniejszych badań (Banducci i in. 2003; 2009; Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Allam, Goerres 2008; 2011; Jonung, Conflitti 2008; Conflitti 2011; Roth i in. 2022a; Gerunov i in. 2024; Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025) |
| *edu* | osoby słabiej wykształcone częściej odczuwały niechęć w kwestii przyjęcia euro | 2022 | kierunek wpływu jest zgodny z wynikami wcześniejszych badań (Banducci i in. 2003; 2009; Jonung 2004; Jonung, Vlachos 2007; Allam, Goerres 2008; 2011; Jonung, Conflitti 2008; Conflitti 2011; Torój, Osińska 2011; *Polska w Unii Europejskiej* 2018; Rosati 2022; Roth i in. 2022a) |
| *town* | najczęściej przeciwnikami wprowadzenia euro w Polsce były osoby zamieszkujące duże miasta, natomiast najmniejsze prawdopodobieństwo wyrażania dezaprobaty wobec euro występowało w przypadku osób zamieszkujących małe lub średnie miasta | 2022 | kierunek wpływu jest sprzeczny z wynikami wcześniejszych badań (Jonung, Vlachos 2007; Jupille, Leblang 2007; Jonung, Conflitti 2008; Conflitti 2011; *Polska w Unii Europejskiej* 2018), ale jest zgodny z wynikami badania autorstwa Torój i Osińskiej (2011) dotyczącego Polski |

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników modeli logitowych.

# 6. Podsumowanie

Celem niniejszego badania była analiza opinii publicznej na temat przyjęcia euro przez Polskę oraz zidentyfikowanie determinujących ją czynników w okresie, w którym wystąpiły niespodziewane wydarzenia o bardzo silnym wpływie na sytuację gospodarczą i polityczną w Polsce, Europie i na świecie. Mimo że lata 2020–2022 charakteryzowały się dużą niestabilnością polityczną i gospodarczą, to jednak udało się osiągnąć umiarkowanie stabilne wyniki dla niektórych zmiennych.

W analizowanym okresie nastroje Polaków w kwestii przyjęcia euro uległy poprawie. Prawdopodobnie wynikało to z faktu, że niepewna sytuacja w kraju i za granicą zwiększała ogólne poparcie dla zacieśniania współpracy z pozostałymi krajami UE, tak aby Polska była w stanie lepiej radzić sobie z nowymi wyzwaniami. Poprawił się również stan wiedzy na temat euro oraz zwiększyła świadomość pozytywnych skutków, jakie niesie za sobą przyjęcie wspólnej waluty.

Wyniki modeli logitowych skonstruowanych dla lat 2020–2022 wskazują, że czynnikiem wpływającym najsilniej na wyrażanie niechęci przez Polaków wobec euro było przekonanie o istnieniu głównie negatywnych skutków wynikających z tej zmiany. Niepokój respondentów dotyczył przede wszystkim utraty przez Polskę tożsamości i kontroli nad polityką gospodarczą oraz możliwości wzrostu cen po wprowadzeniu euro. Obawy te miały istotny wpływ na kształtowanie negatywnego stosunku Polaków do euro w całym analizowanym okresie. Umiarkowana stabilność wpływu tego rodzaju obaw w burzliwym okresie pandemii COVID-19 i po wybuchu pełnoskalowej wojny w Ukrainie może świadczyć o ich stałej obecności w polskim społeczeństwie. W latach 2020–2021 wpływ na niechęć Polaków wobec euro miały także obawy związane z trudnościami z przystosowaniem się do używania wspólnej waluty. Organy rządowe powinny zatem podjąć odpowiednie działania informacyjne mające na celu przekazanie rzetelnej i zrozumiałej informacji o rzeczywistym ryzyku oraz możliwych konsekwencjach wprowadzenia wspólnej waluty w Polsce.

Rezultaty modeli logitowych wskazują ponadto na kilka zależności, które nie są w pełni zgodne z wynikami wcześniejszych badań. W 2021 r. poparcie dla euro częściej wyrażały osoby starsze, podczas gdy wyniki wcześniejszych badań dotyczące Polski pokazywały odwrotną zależność. Zmianę poglądów odnośnie do euro wśród poszczególnych grup wiekowych zauważyli także Roth i in. (2022a). Wykazali oni, że osoby starsze częściej sprzeciwiały się euro przed kryzysem finansowym z 2008 r., natomiast w okresie kryzysu (2008–2013) oraz późniejszego ożywienia gospodarczego (2013–2017) była to grupa osób w największym stopniu popierająca euro. Również z badań przeprowadzonych w Polsce w ostatnim czasie wynika, że najbardziej przychylne przyjęciu euro są osoby starsze (Mączka i in. 2023; *Euro czy złoty?* 2025). Określenie dokładnego kierunku wpływu wieku na stosunek Polaków do przyjęcia euro wymaga dalszych badań.

Co ciekawe, w 2020 r. osoby pracujące częściej sprzeciwiały się wprowadzeniu euro w Polsce niż osoby bezrobotne. Taki rezultat mógł być skutkiem wybuchu pandemii COVID-19, ponieważ był to okres wzmożonej niepewności społeczeństwa w wielu obszarach życia i ogólnego spadku aktywności gospodarczej. Osoby bezrobotne mogły się obawiać, że narastający kryzys będzie utrudniał znalezienie pracy w kraju i w związku z tym być może w większym stopniu dostrzegały potrzebę silniejszej integracji z krajami UE. Ponadto ujemny, lecz nieistotny statystycznie, wpływ zmiennej *work* uzyskano także dla roku 2022, kiedy wybuchła pełnoskalowa wojna w Ukrainie. W związku z tym kierunek wpływu zmiennej *work* na stosunek do euro może być uzależniony od poziomu stabilności gospodarczej w kraju. Czynniki determinujące opinię o euro wśród osób pracujących i niepracujących, szczególnie w okresach niestabilności gospodarczej kraju, powinny stać się tematem dalszych badań.

W przypadku zmiennej *town* również otrzymano zależność niezgodną z wynikami wcześniejszych badań. W 2022 r. najczęściej przeciwnikami wprowadzenia euro w Polsce okazały się osoby zamieszkujące duże miasta, natomiast najmniejsze prawdopodobieństwo wyrażania dezaprobaty w tej kwestii przypadło osobom zamieszkującym małe lub średnie miasta. Torój i Osińska (2011) wykazali jednak, że w okresach niestabilności gospodarczej to właśnie mieszkańcy dużych miast najczęściej byli niechętni wprowadzeniu euro, a rok 2022 niewątpliwe był niestabilny z powodu wybuchu pełnoskalowej wojny w Ukrainie. Czynniki determinujące opinię o euro w tych grupach, szczególnie w okresach niestabilności gospodarczej kraju, powinny stać się tematem dalszych badań.

Pewnym ograniczeniem danych Eurobarometer dla lat 2020–2022 jest brak zmiennej określającej wyrażane przez respondenta poglądy polityczne oraz wysokość posiadanych dochodów. Rozszerzenie skonstruowanych modeli o takie zmienne prawdopodobnie wzbogaciłoby niniejszą analizę.

Na koniec należy podkreślić, że badania ekonometryczne dotyczące czynników determinujących opinię publiczną na temat wprowadzenia euro w Polsce powinny być przeprowadzane regularnie ze względu na dużą dynamikę tego zjawiska i jego znaczną podatność na aktualną sytuację gospodarczą oraz polityczną w kraju i za granicą. Konstrukcja modeli ekonometrycznych dla kolejnych okresów oraz systematyczne uaktualnianie rezultatów niniejszego badania pozwoliłyby na lepsze zrozumienie badanego zjawiska oraz sformułowanie dokładniejszych wniosków.

## Bibliografia


Allam S.M., Goerres A. (2008), *Adopting the Euro in Post-Communist Countries: An Analysis of the Attitudes Toward the Single Currency*, MPIfG Discussion Paper No. 08/01, https://doi.org/10.2139/ssrn.1084941

Allam S.M., Goerres A. (2011), *Economics, Politics or Identities? Explaining Individual Support for the Euro in New EU Member States in Central and Eastern Europe*, „Europe-Asia Studies", 63(8): 1399–1424, https://doi.org/10.1080/09668136.2011.601110

Backé P., Beckmann E. (2020), *What Drives People's Expectations of Euro Adoption? – Evidence from the OeNB Euro Survey on Selected CESEE Countries*, „Focus on European Economic Integration", Oesterreichische Nationalbank, Q4/20: 57–79.

Banasik M., Czempik D. (2012), *Korzyści i zagrożenia wynikające z wprowadzenia euro w Polsce – analiza teoretyczna i praktyczna na podstawie przeprowadzonych badań*, [w:] A. Samborski (red.), *Uwarunkowania zachowań podmiotów rynkowych – szanse i zagrożenia*, Poznań–Chorzów: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, s. 87–108.

Banducci S.A., Karp J.A., Loedel P.H. (2003), *The Euro, Economic Interests and Multi-Level Governance: Examining Support for the Common Currency*, „European Journal of Political Research", 42(5): 685–703, https://doi.org/10.1111/1475-6765.00100

Banducci S.A., Karp J.A., Loedel P.H. (2009), *Economic Interests and Public Support for the Euro*, „Journal of European Public Policy", 16(4): 564–581, https://doi.org/10.1080/13501760902872643

Cameron A.C., Trivedi P.K. (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press, https://doi.org/10.1017/CBO9780511811241

Conflitti C. (2011), *Opinion Surveys on the Euro: A Multilevel Multinomial Logistic Analysis*, „European Economics: Macroeconomics & Monetary Economics eJournal", https://doi.org/10.2139/ssrn.1700249

Franchino F., Segatti P. (2017), *Public Opinion on the Eurozone Fiscal Union: Evidence from Survey Experiments in Italy*, „Journal of European Public Policy", 26(1): 126–148, https://doi.org/10.1080/13501763.2017.1400087

Gabel M., Hix S. (2005), *Understanding Public Support for British Membership of the Single Currency*, „Political Studies", 53(1): 65–81, https://doi.org/10.1111/j.1467-9248.2005.00517.x

Gerunov A., Atanasov I., Yanchev M., Shalvardjiev D., Mengov G., Egbert H., Dineva L., Pantcheva R., Korcheva A. (2024), *Drivers of Perceptions towards Euro Adoption among the Young: Evidence from Bulgaria*, „Access Journal", 5(2): 185–206, https://doi.org/10.46656/access.2024.5.2(1)

Gruszczyński M. (2012), *Modele zmiennych jakościowych dwumianowych*, [w:] M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, wyd. 2 rozsz., Warszawa: Oficyna Wolters Kluwer.

Hobolt S.B., Leblond P. (2009), *Is My Crown Better Than Your Euro? Exchange Rates and Public Opinion on the European Single Currency*, „European Union Politics", 10(2): 202–225, https://doi.org/10.1177/1465116509103368

Hobolt S.B., Wratil C. (2015), *Public Opinion and the Crisis: The Dynamics of Support for the Euro*, „Journal of European Public Policy", 22(2): 238–256, https://doi.org/10.1080/13501763.2014.994022

Hooghe L., Marks G. (2005), *Calculation, Community and Cues: Public Opinion on European Integration*, „European Union Politics", 6(4): 419–443, https://doi.org/10.1177/1465116505057816

Isengard B., Schneider T. (2006), *The Euro and Its Perception in the German Population*, Universität Flensburg Discussion Paper No. 11, Flensburg.

Jonung L. (2004), *To Be or Not to Be in the Euro? Benefits and Costs of Monetary Unification as Perceived by Voters in the Swedish Euro Referendum 2003*, „European Economy", Economic Papers No. 205, European Commission.

Jonung L., Conflitti C. (2008), *Is the Euro Advantageous? Does it Foster European Feelings? Europeans on the Euro after Five Years*, „European Economy", Economic Papers No. 313, European Commission.

Jonung L., Vlachos J. (2007), *The Euro – What's in It for Me? An Economic Analysis of the Swedish Euro Referendum of 2003*, „European Economy", Economic Papers No. 296, European Commission.

Jupille J., Leblang D. (2007), *Voting for Change: Calculation, Community, and Euro Referendums*, „International Organization", 61(4): 763–782, http://www.jstor.org/stable/4498167

Kaltenthaler K.C., Anderson C.J. (2001), *Europeans and Their Money: Explaining Public Support for the Common European Currency*, „European Journal of Political Research", 40: 139–170, https://doi.org/10.1111/1475-6765.00593

Kang Y.D., Oh C.R. (2020), *Spreading Euroscepticism and Its Macro-Level Determinants: Empirical Analysis of Eurobarometer Survey in 2004–2017*, „Journal of Contemporary European Studies", 28(3): 348–365, https://doi.org/10.1080/14782804.2020.1733498

Kersan-Škabić I. (2019), *Comparison of Public Opinion on the Euro in the EU New Member States*, „Ekonomski vjesnik", 32(2): 487–502, https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1629978

Long J.S., Freese J. (2001), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Texas: Stata Press.

Maddala G.S. (2006), *Ekonometria*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

Mączka K., Milewicz M., Rodziejczak K., Hodun M. (2023), *Pieniądze to nie wszystko? Przyjęcie euro w Polsce z perspektywy młodszego i starszego pokolenia*, Projekt Polska, Warszawa: Fundacja Wolności Gospodarczej.

Požega Ž., Crnković B., Katolik Kovačević A. (2023), *The Attitudes toward the Euro Adoption in Croatia*, „Ekonomski pregled", 74(4): 612–630, https://doi.org/10.32910/ep.74.4.6

Rosati D.K. (2022), *Euro. Mity i fakty*, Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

Roth F., Baake E., Jonung L., Nowak-Lehmann D.F. (2022a), *Revisiting Public Support for the Euro, 1999–2017: Accounting for the Crisis and the Recovery*, [w:] F. Roth (red.), *Public Support for the Euro: Essays on Labor Productivity, Monetary Economics, and Political Economy, Vol. 2*, Springer, s. 21–45, https://doi.org/10.1007/978-3-030-86024-0_2

Roth F., Jonung L. (2022b), *Public Support for the Euro and Trust in the ECB: The First Two Decades of the Common Currency*, [w:] F. Roth (red.), *Public Support for the Euro: Essays on Labor Productivity, Monetary Economics, and Political Economy, Vol. 2*, Springer, s. 1–19, https://doi.org/10.1007/978-3-030-86024-0_1

Roth F., Jonung L., Nowak-Lehmann D.F. (2022c), *Crisis and Public Support for the Euro, 1990–2014*, [w:] F. Roth (red.), *Public Support for the Euro: Essays on Labor Productivity, Monetary Economics, and Political Economy, Vol. 2*, Springer, s. 55–91, https://doi.org/10.1007/978-3-030-86024-0_4

Torój A., Osińska J. (2011), *Greek Ricochet? What Drove Poles' Attitudes to the Euro in 2009–2010*, „Bank i Kredyt", 43(4): 29–84.

**Źródła internetowe**

*Euro czy złoty? – opinie Polaków na temat wprowadzenia euro w Polsce* (2025), Ogólnopolski Panel Badawczy Ariadna, https://panelariadna.pl/news/euro-czy-zloty-opinie-polakow-na-temat-wprowadzenia-euro-w-polsce

*Introduction of the euro in the Member States that have not yet adopted the common currency* (2020), Flash Eurobarometer, European Commission, no. 487, https://search.gesis.org/research_data/ZA7638

*Introduction of the euro in the Member States that have not yet adopted the common currency* (2021), Flash Eurobarometer, European Commission, no. 492, https://search.gesis.org/research_data/ZA7769

*Introduction of the euro in the Member States that have not yet adopted the common currency* (2022), Flash Eurobarometer, European Commission, no. 508, https://search.gesis.org/research_data/ZA7884

*Introduction of the euro in the Member States that have not yet adopted the common currency* (2023), Flash Eurobarometer, European Commission, no. 527, https://europa.eu/eurobarometer/surveys/detail/2982

*Polska w Unii Europejskiej* (2018), Centrum Badania Opinii Społecznej (CBOS), https://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2018/K_166_18.PDF
*Przyjęcie wspólnej waluty euro* (2019), Kantar Public, https://public.kantarpolska.com/archiwumraportow/files/2019/12/K.063_Euro_O012a-19.pdf

**Akty prawne**

Traktat o funkcjonowaniu Unii Europejskiej (wersja skonsolidowana). Protokół (nr 13) w sprawie kryteriów konwergencji (Dz. Urz. UE C 326/1 z 26.10.2012).