

Matthias Neuenkirch
Ludwig von Auer
Mohamad El-Ghazi
Alina Hoffmann
Scarlett Jansen
Jasna Klotz
Thomas Seidel
Manuel Walz

**Geldwäsche und deren Auswirkungen auf
Immobilienpreise in Deutschland**

Research Papers in Economics
No. 3/25



Geldwäsche und deren Auswirkungen auf Immobilienpreise in Deutschland

Matthias Neuenkirch, Ludwig von Auer, Mohamad El-Ghazi, Alina Hoffmann,
Scarlett Jansen, Jasna Klotz, Thomas Seidel und Manuel Walz



Impressum

Herausgeber:

Trierer Institut für Geldwäsche- und Korruptions-Strafrecht (TrlGeKo)

Universität Trier

Universitätsring 15

54296 Trier

<https://trigeko.uni-trier.de/>

Verantwortlicher Autor:

Prof. Dr. Matthias Neuenkirch

Professur für Empirische Wirtschaftsforschung an der Universität Trier;

Direktor des Trierer Instituts für Geldwäsche- und Korruptions-Strafrecht (TrlGeKo)

neuenkirch@uni-trier.de und CESifo.

Kontakt:

trigeko@uni-trier.de

Stand:

Februar 2025

Zusammenfassung:

Die vorliegende Studie untersucht das Ausmaß der Geldwäsche im deutschen Immobiliensektor und deren Auswirkungen auf die Immobilienpreise anhand von Informationen zu Verdachtsmeldungen aus dem Verpflichtetenkreis des Geldwäschegesetzes sowie öffentlich zugänglichen Informationen zu Immobilientransaktionen und Immobiliendaten. Bislang wurden steigende Immobilienpreise als einer der schädlichen Effekte der Geldwäsche vermutet. Eine evidenzbasierte Datengrundlage für diese Annahme fehlte jedoch bislang. Der negative Effekt von Geldwäsche auf die Immobilienpreise kann durch die vorliegende Studie erstmals empirisch belegt werden. Aus dem im Rahmen der Studie untersuchten Datensatz lässt sich ableiten, dass Geldwäsche zu einer Preissteigerung im Immobiliensektor führt. Die Studie erbringt somit auch (mittelbar) den Nachweis, dass Geldwäsche tatsächlich negative Folgen für den Wirtschaftskreislauf hat.

Besonderer Dank gilt der Forschungsinitiative Rheinland-Pfalz für die finanzielle Förderung sowie der Financial Intelligence Unit (FIU) für die Bereitstellung von Statistiken zu Geldwäscheverdachtsmeldungen im Rahmen einer Sonderauswertung.

Summary:

This study examines the amount of money laundering in the German real estate sector and its impact on real estate prices. It relies on information on suspicious transaction reports from the reporting entities that are obliged under the German Money Laundering Act (Geldwäschegesetz) as well as publicly available information on real estate transactions and real estate data. Until now, rising real estate prices have been supposed to be one of the adverse consequences of money laundering. However, there has been a lack of data-based evidence to support this presumption. In this study, the negative effect of money laundering on real estate prices can be empirically proven for the first time: money laundering indeed leads to a price increase in the real estate sector. Hence, the study provides an (indirect) proof that money laundering does have negative consequences for economic activity.

Special thanks go to the Rhineland-Palatinate Research Initiative for the financial support and to the German FIU for providing summary statistics on suspicious transaction reports as part of a special analysis.

1. Einleitung

Geldwäsche ist eine Gefahr für unsere Gesellschaft, unsere Volkswirtschaft und nicht zuletzt unsere Demokratie. Hierüber besteht weitestgehend Konsens in Politik und Wissenschaft.¹ Geldwäsche kann – holzschnittartig – als ein Vorgang beschrieben werden, der darauf abzielt, die Spuren illegaler, d. h. aus Straftaten stammender, Vermögensgegenstände zu verschleiern oder zu verwischen, um diese zu einem späteren Zeitpunkt wieder als scheinbar legales Vermögen im regulären Geschäftsverkehr zu verwenden.² Aufgrund seines stabilen Wirtschafts- und Finanzmarktes gilt Deutschland als attraktives Zielland für solche inkriminierten Erträge. Allerdings liegen zum Umfang der Geldwäsche nur grobe Schätzungen vor. Diese gehen davon aus, dass Vermögenswerte aus Straftaten zwei bis fünf Prozent des globalen BIP ausmachen.³ Für Deutschland wird seit einigen Jahren die Zahl von 100 Mrd. € als jährliches Geldwäschevolumen kolportiert.⁴ Die Validität der Schätzung wird aber oft in Zweifel gezogen. Kritisiert wird beispielsweise das methodische Vorgehen bei der Hochrechnung des Geldwäschevolumens sowie die mangelhafte Repräsentativität der Datengrundlage.⁵

¹ BT-Drs. 18/6389, S. 11; *Bundesministerium der Finanzen*, Voller Einsatz gegen Finanzkriminalität, 11.10.2023, abrufbar unter: www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Standardartikel/Themen/Schlaglichter/Geldwaesche-bekaempfen/voller-einsatz-gegen-finanzkriminalitaet.html, letzter Zugriff am 25.01.2025; in der strafrechtswissenschaftlichen Literatur siehe etwa *Neuheuser*, MÜKo StGB, 4. Aufl. 2021, § 261 Rn. 4 f.; *El-Ghazi*, GwG, § 261 Rn. 8 f. jeweils m. w. Nachw.

² So Herzog/El-Ghazi, *Handbuch des Wirtschaftsstrafrechts*, 6. Aufl. 2024, 15. Teil Rn. 3; vgl. auch Definition der President's Commission on Organized Crime, *The Cash Connection: Organized Crime, Financial Institutions and Money Laundering*, Washington D.C. 1985p. VII: „Money laundering is a process by which one conceals the existence, illegal source, or illegal application of income, and then disguises that income to make it appear legitimate“.

³ Munich Security Conference Transnational Security Report – Cooperating Across Borders: Tackling Illicit Financial Flows, S. 40; UNODC, *Estimating Illicit Financial Flows Resulting from Drug Trafficking and other Transnational Organized Crimes*, 2011, S. 41 f.

⁴ Die Zahl wird in der Ersten Nationalen Risikoanalyse 2018/2019, S. 25 aufgegriffen, abrufbar unter: www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Downloads/Broschueren_Bestellservice/2019-10-19-erste-nationale-risikoanalyse_2018-2019.pdf?__blob=publicationFile&v=18; sie geht zurück auf eine Dunkelfeldstudie von *Bussmann* Geldwäscheprevention im Markt, 2018, S. 102 f.

⁵ Siehe hierzu etwa die Kritik von *Schneider*, *Der Umfang der Geldwäsche in Deutschland und weltweit*, S. 5 ff., abrufbar unter: shop.freiheit.org/download/P2@618/74195/Geldwaesche_Web.pdf, letzter Zugriff am 25.01.2025.

Es wird vermutet, dass die Integration von hohen Erträgen aus Straftaten in den Wirtschafts- und Finanzkreislauf erhebliche Auswirkungen auf die Volkswirtschaft sowie deren Integrität hat. Genannt werden eine Verzerrung des Wettbewerbs und der Preisbildung (z. B. am Immobilienmarkt), ein verringertes Wirtschaftswachstum sowie eine Senkung des Steueraufkommens.

In der wissenschaftlichen Rezeption wurde erkannt, dass es sich bei den beschriebenen ökonomischen Effekten zum großen Teil um Spekulationen handelt, weil es bisher nicht gelungen ist, konkrete Auswirkungen der Geldwäsche für Deutschland bzw. einzelne Wirtschaftssektoren zu verifizieren und (vor allem) diese zu quantifizieren.⁶ Diese defizitäre Datenlage in Bezug auf das Phänomen der Geldwäsche wird von der Financial Action Task Force (FATF) in ihrem aktuellen Evaluationsbericht für Deutschland kritisiert⁷ und in der Politik als Lücke erkannt.⁸

Eine bessere empirische Analyse der behaupteten volkswirtschaftlichen Folgen der Geldwäsche ist unabdingbar, denn der Staat bekämpft die Geldwäsche sowohl repressiv mittels des Straftatbestands der Geldwäsche gem. § 261 StGB als auch präventiv u. a. durch Inpflichtnahme von Akteuren der Privatwirtschaft. Die Verpflichteten⁹ müssen nach dem Geldwäschegesetz (GwG) ein dem individuellen Geldwäscherisiko entsprechendes Risikomanagement vorhalten, gewisse Sorgfaltspflichten erfüllen und Geldwäscheverdachtsfälle der Zentralstelle für Finanztransaktionsuntersuchungen (auch Financial Intelligence Unit, FIU) melden. Die Vorhaltung einer solchen Anti Money Laundering (AML)-Compliance-Struktur verursacht den Unternehmen zum Teil sehr

⁶ Barone/Masciandaro, *European Journal of Law & Economics* 32 (2010–2011), 115, 116; Ferwerda in Unger/Linde/Ferwerda *Research Handbook on Money Laundering*, 2013, 35 ff.; Reuter in Unger/Linde/Ferwerda *Research Handbook on Money Laundering*, 2013, 35 ff.; 224 ff.

⁷ FATF-Deutschlandbericht 2021/2022, S. 23 f., abrufbar unter: www.fatf-gafi.org/content/dam/fatf/documents/reports/mer4/Mutual-Evaluation-Report-Germany-2022.pdf.

⁸ Vgl. den Koalitionsvertrag 2021–2025 „Für die laufende Bewertung und Verbesserung der Effektivität der Geldwäschebekämpfung in Deutschland soll die notwendige Informations- und Erkenntnisgrundlage aufgebaut werden.“ Mehr Fortschritt wagen, Bündnis für Freiheit, Gerechtigkeit und Nachhaltigkeit, abrufbar unter www.spd.de/fileadmin/Dokumente/Koalitionsvertrag/Koalitionsvertrag_2021-2025.pdf, letzter Zugriff am 25.01.2025.

⁹ Die verschiedenen Verpflichtetengruppen sind in § 2 Abs. 1 des Geldwäschegesetzes normiert.

hohe Kosten. Wenn Geldwäschebekämpfungsmaßnahmen (weiterhin) auf Akzeptanz stoßen sollen, ist eine ökonomische Analyse der Geldwäsche wichtig. Notwendig ist hierbei eine branchenspezifische Risikoanalyse: Welche Branchen sind besonders anfällig für Geldwäsche und vor allem welche branchenspezifischen Auswirkungen gehen mit dem Einschleusen von inkriminierten Vermögenswerten einher? Aufgrund einer ökonomischen Analyse ist es nicht nur möglich, die Effektivität aktueller staatlicher Bekämpfungsstrategien besser zu bewerten, sondern auch staatliche Eingriffe zur Bekämpfung der Geldwäsche zielgenauer, nämlich risikoorientiert, zu steuern, d. h. sie auf die Bereiche zu beschränken, in denen die größten Risiken identifiziert werden.

Bevor eine umfassende ökonomische Analyse zu Volumen und Auswirkungen der Geldwäsche erfolgt, untersucht diese Studie zuerst einen exemplarischen und besonders relevanten Sektor: Es soll ermittelt werden, ob und in welchem Ausmaß die Geldwäsche in Deutschland Einfluss auf das Preisniveau speziell im Immobiliensektor hat, denn der Immobiliensektor gilt laut Nationaler Risikoanalyse¹⁰ und aktuellem FATF-Bericht¹¹ als besonders anfällig für Geldwäsche. Ziel dieser ersten Studie ist, eine echte empirische Analyse durchzuführen und belastbare Aussagen zu ökonomischen Effekten von Geldwäsche auf diesen Sektor zu treffen. Neben den Informationen zu Verdachtsmeldungen aus dem Verpflichtetenkreis des Geldwäschegesetzes greift das Projekt auf Informationen zu Immobilientransaktionen der statistischen Ämter sowie auf öffentlich verfügbare Immobiliendaten zurück.

2. Grundlagen für die Studie

In dieser Studie dienen die Geldwäscheverdachtsmeldungen von Notaren und Immobilienmaklern an die FIU Deutschland als Datenbasis. Notare und Immobilienmakler gehören zum Kreis der Verpflichteten i. S. d. GwG (§ 2 Abs. 1 Nr. 10, Nr. 14), die dem Geldwäscheregime unterstehen. Sie sind daher u. a. zur Meldung verpflichtet, wenn

¹⁰ Erste Nationale Risikoanalyse Deutschland, 2018/2019, S. 3 (s. o.).

¹¹ FATF-Deutschlandbericht 2021/2022, S. 23, abrufbar unter: www.fatf-gafi.org/content/dam/fatf/documents/reports/mer4/Mutual-Evaluation-Report-Germany-2022.pdf.

Tatsachen vorliegen, die darauf hindeuten, dass ein Vermögensgegenstand, der mit einem Maklergeschäft oder einer Transaktion im Zusammenhang steht, aus einer strafbaren Handlung stammt (§ 43 Abs. 1 Nr. 1, 2 GwG) oder die Transaktion oder ein Vermögensgegenstand in Zusammenhang mit Terrorismusfinanzierung steht (§ 43 Abs. 1 Nr. 2 GwG). Diese Meldungen sind gegenüber der FIU abzugeben, der die Erhebung und Analyse von Informationen im Zusammenhang mit Geldwäsche oder Terrorismusfinanzierung sowie die Weitergabe dieser Informationen an die zuständigen inländischen öffentlichen Stellen zum Zwecke der Aufklärung, Verhinderung oder Verfolgung solcher Taten obliegt (§ 28 Abs. 1 S. 1 GwG). Bestätigt sich bei der operativen Analyse der Verdachtsmeldungen durch die FIU der Verdacht eines Zusammenhangs zur Geldwäsche, Terrorismusfinanzierung oder einer sonstigen Straftat, ist sie dazu verpflichtet, das Ergebnis ihrer Analyse an die Strafverfolgungsbehörden zu übermitteln (§ 32 Abs. 2 GwG).

Für ihre empirische Analyse verwendet die vorliegende Studie aggregierte Statistiken zu Geldwäscheverdachtsmeldungen, die im Zeitraum vom 1. Oktober 2020 bis zum 31. März 2024 eingegangen sind und durch die FIU anonymisiert im Rahmen einer Sonderauswertung zur Verfügung gestellt wurden. Die Studie nutzt das erhöhte Meldeaufkommen als Folge der im Oktober 2020 in Kraft getretenen Geldwäschegesetzmeldepflichtverordnung-Immobilien (GwGMeldV-Immobilien)¹², die explizit eingeführt wurde, um durch Meldepflichten Geldwäsche bei Immobilientransaktionen aufzuhellen. Die Verordnung formuliert typisierte Verdachtssachverhalte im Zusammenhang mit Immobilientransaktionen, die u. a. von Notaren stets gemeldet werden müssen. Eine solche einzelfallunabhängige Meldepflicht besteht beispielsweise dann, wenn Tatsachen darauf hindeuten, dass der Erwerbsvorgang in einem groben Missverhältnis zu dem legalen Einkommen und Vermögen eines Veräußerers, Erwerbers oder wirtschaftlich Berechtigten steht (§ 4 Abs. 5 GwGMeldV-Immobilien), wenn mit Kryptowährungen bezahlt wurde oder werden soll (§ 6 Abs. 1 Nr. 1 Buchst. b) GwGMeldV-

¹² BGBl. I, S. 1965.

Immobilien) oder wenn von einer oder an eine Person gezahlt werden soll, die weder am Erwerbsvorgang Beteiligter noch wirtschaftlich Berechtigter ist (§ 6 Abs. 1 Nr. 4 GwGMeldV-Immobilien).

Die Studie analysiert zum einen die Anzahl der Meldungen von Notaren und Immobilienmaklern sowie ihr Volumen und deren regionale Verteilung. Zum anderen wird ein potenzieller Zusammenhang zwischen der Preisentwicklung auf dem deutschen Immobilienmarkt und dem Volumen der hier ausgewerteten Geldwäscheverdachtsmeldungen untersucht.

3. Daten zu Geldwäscheverdachtsmeldungen

a. Datensatz und deskriptive Analyse

Der Datenstand der berechneten Kennzahlen ist auf Mai 2024 datiert. Darin enthalten sind Statistiken zu allen Meldungen, die von Notaren und Immobilienmaklern als Geldwäscheverdachtsfall bei der FIU angezeigt wurden; im Folgenden als „Meldungen“ bezeichnet. Die Daten wurden sowohl zeitlich (auf Quartalsbasis)¹³ als auch räumlich (nach Bundesland) aggregiert bereitgestellt. Für die spätere Analyse werden folgende Variablen genutzt:

1. Die Anzahl der Meldungen, die Transaktionen enthalten.
2. Der Medianwert des Transaktionsvolumens der Meldungen multipliziert mit der jeweiligen Anzahl zur Approximation des Meldevolumens. Der Median wird bei dieser Berechnung dem Mittelwert vorgezogen, da er robuster gegen Ausreißer ist.

Die Berechnungen beziehen sich auf das Bundesland, in dem die Meldung abgegeben wurde.¹⁴

¹³ Für Bremen liegen die berechneten Statistiken aufgrund des geringen Aufkommens nur auf Jahresbasis vor.

¹⁴ Seitens der FIU wurden zusätzliche Anonymisierungsmaßnahmen ergriffen, um den Schutz der Daten zu gewährleisten. So wurden Meldungsanzahlen von bis zu fünf Meldungen mit „<= 5“ gekennzeichnet, um Rückschlüsse auf individuelle Meldungen zu vermeiden. Bei einer ungeraden Anzahl von Meldungen mit Transaktionen in einem Quartal bzw. einem Jahr in einem Bundesland wird die Anzahl

Im Datensatz befinden sich über den Untersuchungszeitraum (2020q4–2024q1) insgesamt **23.722 Verdachtsmeldungen** mit Transaktion und einem approximierten Gesamtvolumen von **ca. 4,3 Mrd. €**. Die „durchschnittliche“ Meldung hat somit einen Median von ca. 181.000 €.

Zu einer ersten Illustration werden die Verdachtsmeldezahlen dem Volumen, der bei den statistischen Ämtern gemeldeten tatsächlichen Immobilientransaktionen, gegenübergestellt. Tabelle 1 illustriert dies auf Jahresbasis für 2021 und 2022; zum jetzigen Zeitpunkt liegen noch keine offiziellen Transaktionsdaten für das Jahr 2023 vor. Bezogen auf das tatsächliche Volumen an Immobilientransaktionen im Zeitraum 2021–2022 in Höhe von 460,9 Mrd. € ist das Meldevolumen im selben Zeitraum (2,5 Mrd. €, 0,54 % der tatsächlichen Transaktionen) eher gering.

Tabelle 1: Volumina für tatsächliche Immobilientransaktionen und Verdachtsmeldungen in Mrd. Euro

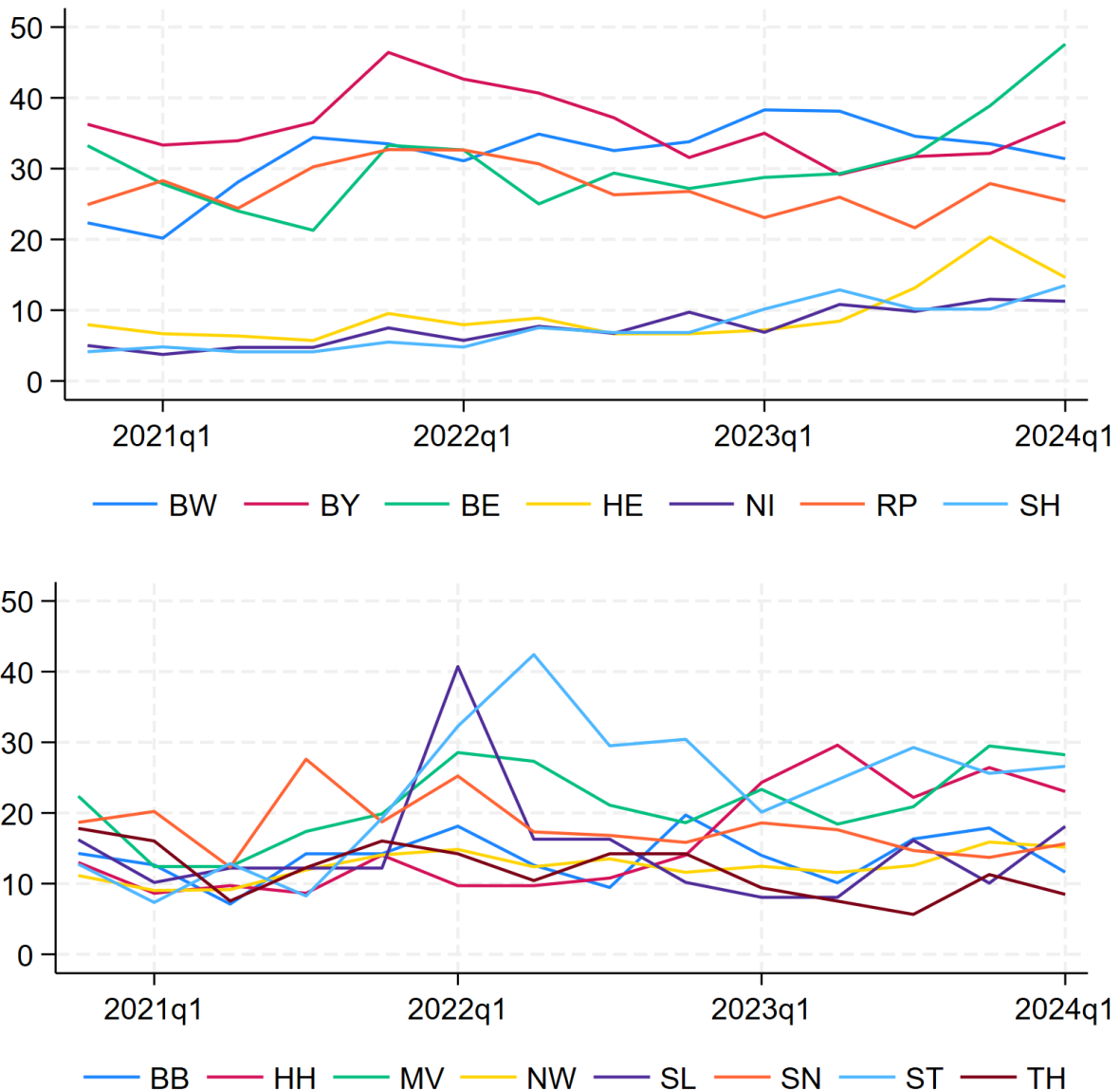
Jahr	Immobilientransaktionen (statistische Ämter)	Verdachtsmeldungen (FIU)
2021	251,1	1,222
2022	209,8	1,265
2023	keine Daten	1,184

Anmerkungen: Quellen: Immobilienmarktbericht Deutschland 2021 und 2023 (tatsächliche Immobilientransaktionen), FIU (Verdachtsmeldungen). Alle Angaben in Mrd. €.

Die Datengrundlage ermöglicht aber auch eine detailliertere Darstellung, insbesondere auf Ebene der Bundesländer. Abbildung 1 veranschaulicht die Anzahl an Meldungen pro Quartal je Bundesland. Zur besseren Vergleichbarkeit wurden die Daten auf die Einwohnerzahl des jeweiligen Bundeslands (in Mio.) normiert.

auf eine gerade Zahl angepasst, indem sie um eins erhöht oder verringert wird. Hierdurch kann das individuelle Medianvolumen nicht mehr zurückverfolgt werden. Statistische Kennzahlen wurden grundsätzlich auf Hunderterwerte gerundet, um die Anonymität weiter zu wahren. Zudem wurden in Einzelfällen Werte zensiert, wenn aufgrund außergewöhnlicher Ausreißer ein erhöhtes Risiko einer Deanonymisierung bestand. Meldungen, bei denen die Verpflichteten ihren Sitz im Ausland haben, wurden in der Auswertung nicht berücksichtigt.

Abbildung 1: Anzahl Verdachtsmeldungen je Mio. Einwohner

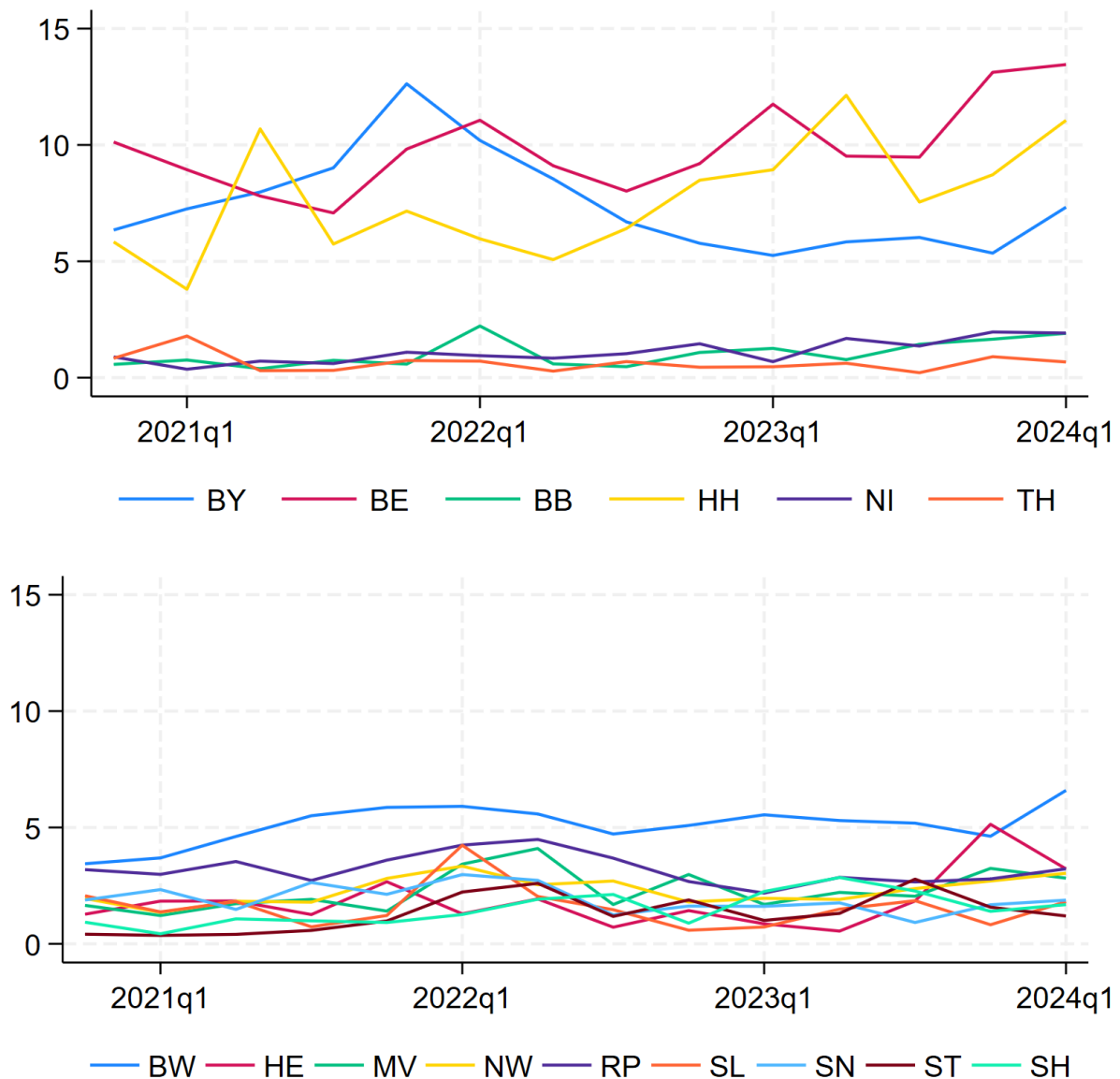


Anmerkungen: BW: Baden-Württemberg, BY: Bayern, BE: Berlin, BB: Brandenburg, HH: Hamburg, HE: Hessen, MV: Mecklenburg-Vorpommern, NI: Niedersachsen, NW: Nordrhein-Westfalen, RP: Rheinland-Pfalz, SL: Saarland, SN: Sachsen, ST: Sachsen-Anhalt, SH: Schleswig-Holstein, TH: Thüringen. Für Bremen liegen keine Quartalsdaten vor. Quellen: FIU (Verdachtsmeldungen) und Statistisches Bundesamt (Bevölkerungszahlen, jeweils zum Ende des Vorjahres).

Für die meisten Bundesländer ist kein eindeutiger (Aufwärts-)Trend erkennbar; Ausnahmen hierbei sind Berlin und Schleswig-Holstein, für die der jeweilige Maximalwert in 2024q1 beobachtet wird. Vielmehr werden die Spitzenwerte zumeist in den „mittleren“ Quartalen beobachtet. Insgesamt sind die Spitzenreiter im durchschnittlichen Meldeverhalten pro Quartal und Mio. Einwohner Bayern (35,9 Meldungen), Baden-

Württemberg (31,9), Berlin (30,7) und Rheinland-Pfalz (27,2); Schlusslichter sind Schleswig-Holstein (7,5), Niedersachsen (7,6) und Hessen (9,3). Das Meldeverhalten in diesen Bundesländern ist im oberen Teil von Abbildung 1 dargestellt; für die restlichen Bundesländer wird auf den unteren Teil verwiesen.

Abbildung 2: Volumen Verdachtsmeldungen je Mio. Einwohner (in Mio. €)



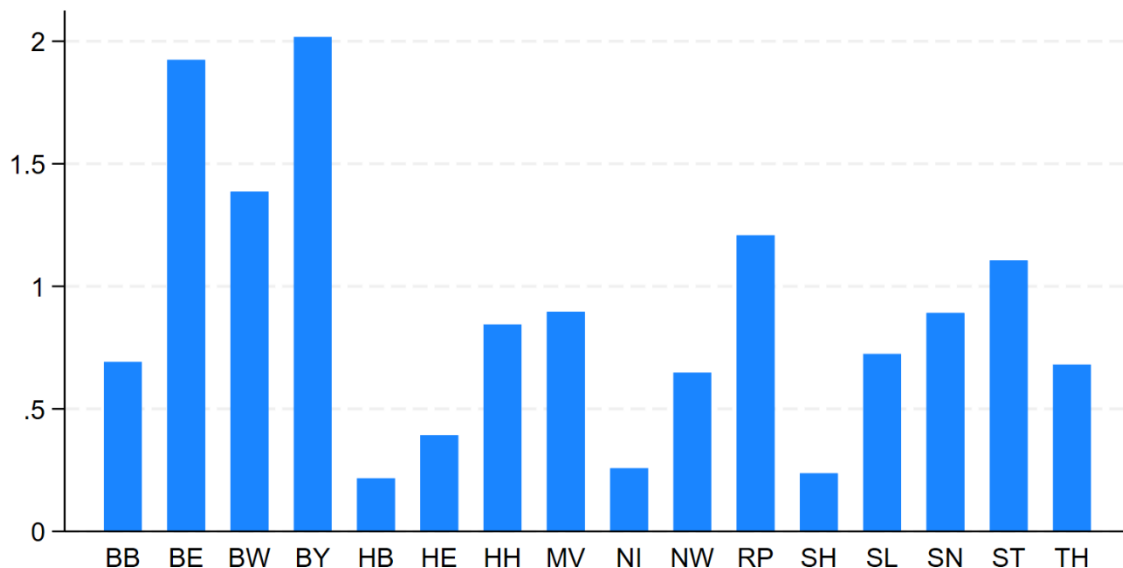
Anmerkungen: BW: Baden-Württemberg, BY: Bayern, BE: Berlin, BB: Brandenburg, HH: Hamburg, HE: Hessen, MV: Mecklenburg-Vorpommern, NI: Niedersachsen, NW: Nordrhein-Westfalen, RP: Rheinland-Pfalz, SL: Saarland, SN: Sachsen, ST: Sachsen-Anhalt, SH: Schleswig-Holstein, TH: Thüringen. Für Bremen liegen keine Quartalsdaten vor. Quellen: FIU (Verdachtsmeldungen) und Statistisches Bundesamt (Bevölkerungszahlen, jeweils zum Ende des Vorjahres).

Abbildung 2 betrachtet das gemeldete Transaktionsvolumen je Bundesland und Quartal. Auch hier ist kein durchgängiger Aufwärtstrend erkennbar. Die Maximalwerte sind

mit Ausnahme der Bundesländer Berlin und Baden-Württemberg ebenfalls vor 2024q1 zu beobachten. Dies deckt sich auch mit der Entwicklung des Immobilienpreisindex insgesamt (vgl. 4.a.) und ist daher nicht überraschend. Beim durchschnittlichen gemeldeten Volumen pro Mio. Einwohner liegen die Stadtstaaten Berlin (9,9 Mio. €) und Hamburg (7,7) gemeinsam mit Bayern (7,4) an der Spitze; die beiden Stadtstaaten und München liegen auch bei den Immobilienpreisen deutschlandweit in der Spitzengruppe. Schlusslichter in dieser Metrik sind Thüringen (0,6), Brandenburg (1,0) und Niedersachsen (1,1). Die Volumina dieser Bundesländer sind im oberen Teil von Abbildung 2 dargestellt; für die restlichen Bundesländer wird auf den unteren Teil verwiesen.

Um eine Aussage über die quantitative Relevanz der Meldungen treffen zu können, werden diese in einem letzten Schritt mit den tatsächlichen Immobilientransaktionen in Relation gesetzt. Abbildung 3 zeigt hier jeweils den mittleren Anteil je Bundesland für die Jahre 2021–2022; der kürzere Beobachtungszeitraum ergibt sich aus der Datenverfügbarkeit des Immobilienmarktberichts für Deutschland.

Abbildung 3: Anteil der Verdachtsmeldungen an den tatsächlichen Immobilientransaktionen: Mittelwert 2021–2022 (in %)



Anmerkungen: BW: Baden-Württemberg, BY: Bayern, BE: Berlin, BB: Brandenburg, HB: Bremen, HH: Hamburg, HE: Hessen, MV: Mecklenburg-Vorpommern, NI: Niedersachsen, NW: Nordrhein-Westfalen, RP: Rheinland-Pfalz, SL: Saarland, SN: Sachsen, ST: Sachsen-Anhalt, SH: Schleswig-Holstein, TH: Thüringen. Quellen: FIU (Verdachtsmeldungen) und Immobilienmarktbericht Deutschland (tatsächliche Immobilientransaktionen).

Hierbei ist Bayern mit einem Anteil von 2.0 % (3.978 Meldungen bei 200.500 tatsächlichen Transaktionen im Beobachtungszeitraum) Spitzenreiter, gefolgt von Berlin (1.9 %). Schlusslichter sind Bremen und Niedersachsen; in beiden Bundesländern sind lediglich 0.2 % aller Immobilientransaktionen ein Verdachtsfall.

b. Einordnung

Es ist festzuhalten, dass die Anzahl der Meldungen im untersuchten Zeitraum überwiegend konstant war, während das Volumen entsprechend der Entwicklung der Immobilienpreise schwankte. Anzahl und Volumen können dabei sowohl auf das tatsächliche Vorkommen von Geldwäsche zurückzuführen sein als auch auf ein unterschiedliches Meldeverhalten. Vor diesem Hintergrund sind vor allem die regionalen Unterschiede bei den Verdachtsmeldungen in den Blick zu nehmen. Erstaunlich ist insoweit das geringe Meldeverhalten in Hessen, wenn man den starken Immobilienmarkt in der Region Rhein-Main mit den Städten Frankfurt, Wiesbaden, Darmstadt und Offenbach berücksichtigt. So ist die Anzahl der tatsächlichen Immobilientransaktionen (pro Mio. Einwohner) in Hessen in den Jahren 2021 und 2022 höher als in Berlin, welches wiederum zur Spitzengruppe in Hinblick auf das Meldeverhalten zählt. Solche regionalen Auffälligkeiten im Meldeverhalten könnten einerseits darauf zurückzuführen sein, dass bestimmte Bundesländer von Geldwäschern für die Verschleierung von Vermögenswerten mittels Immobilientransaktionen präferiert werden; andererseits könnte sich die Diskrepanz auch schlicht damit erklären lassen, dass die Verpflichteten in bestimmten Bundesländern deutlich sensibilisierter für das Phänomen der Geldwäsche sind.

Die Analyse des „Melde-Hellfelds“ bietet selbstverständlich nur eine (grobe) Annäherung an das Volumen der Geldwäsche. Wenn Geldwäsche „funktioniert“, bleibt sie im Dunkeln. Dennoch kann man zumindest von einem Zusammenhang zwischen den Verdachtsfällen und tatsächlich begangener Geldwäsche ausgehen. Die vorliegenden Meldungen liefern damit einen mittelbaren Einblick in das Ausmaß der Geldwäsche auf dem Immobiliensektor.

4. Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und Geldwäsche

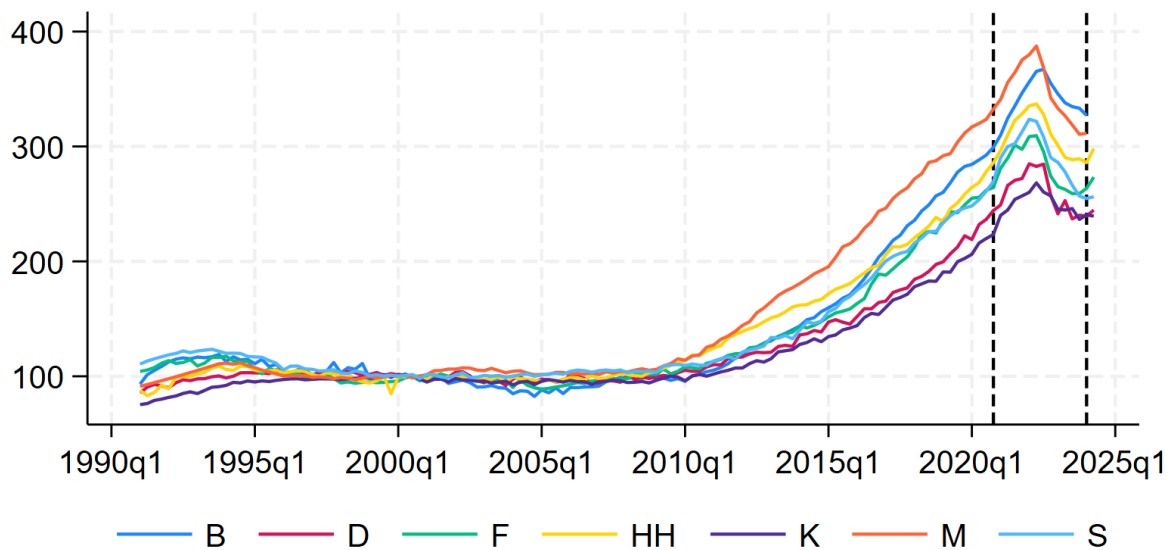
Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass der Immobiliensektor als besonders geldwäscheanfällig gilt, weil solche Transaktionen eine Möglichkeit bieten, hohe inkriminierte Werte zu waschen. Es wird angenommen, dass durch zu waschendes Geld die Preise am Immobilienmarkt nach oben verzerrt werden, da diese Käufer nicht nur eine zusätzliche Nachfrage generieren, sondern auch dazu bereit sind, Preise über dem Verkehrswert zu zahlen. In dieser Studie wird ein solcher Zusammenhang untersucht. Die folgende panelökonometrische Analyse kann einen Zusammenhang zwischen Verdachtsmeldungen und Preisentwicklung belegen und legt einen messbaren Einfluss der Geldwäsche auf die Preisentwicklung bei Eigentumswohnungen zumindest nahe.

a. Immobiliendaten

Für eine fundierte Analyse werden Immobiliendaten auf Quartalsbasis benötigt. Diese sind in Deutschland für die sog. Top 7-Städte (Berlin, Düsseldorf, Frankfurt am Main, Hamburg, Köln, München und Stuttgart) verfügbar. Die Quelle hierfür ist der German Real Estate Index. Die folgende Analyse konzentriert sich auf Preisindizes für Eigentumswohnungen, nicht zuletzt aufgrund der Datenverfügbarkeit und -qualität. Abbildung 4 zeigt die Entwicklung der Preisindizes (2000 = 100) seit dem Jahr 2000. Die Preise haben sich seit dem Jahr 2010 z. T. mehr als verdreifacht. Die absoluten Spitzenwerte sind hierbei in München (387,3 in 2022q2) und in Berlin (367,2 in 2022q3) zu beobachten.

Ein genauerer Blick in den Zeitraum zwischen 2020q4 und 2024q1 (gekennzeichnet durch die gestrichelten vertikalen Linien in Abbildung 4) verdeutlicht zum einen, dass spätestens im 2022q3 die Preisindizes für Eigentumswohnungen in den Top 7-Städten ihr Maximum erreicht haben. Zum anderen wird auch deutlich, dass es im Untersuchungszeitraum einen ausgeprägten gemeinsamen Trend in den Daten gibt. Dieser gemeinsame Trend, genauso wie ein möglicher gemeinsamer Trend in den Verdachtsmeldungen, wird in der späteren Regressionsanalyse herausgerechnet.

Abbildung 4: Preisindizes für Eigentumswohnungen



Anmerkungen: Index ist auf das Jahr 2000 normiert. Für den Bereich zwischen den gestrichelten Linien liegen Datensätze zu Verdachtsmeldungen von der FIU vor.
 B: Berlin, D: Düsseldorf, F: Frankfurt am Main, HH: Hamburg, K: Köln, M: München, S: Stuttgart.
 Quelle: German Real Estate Index.

b. Zusammenhang zu den Verdachtsmeldungen

Im Folgenden wird ein Zusammenhang zwischen den logarithmierten¹⁵ Immobilienpreisen in den Top 7-Städten Deutschlands und dem Volumen der Geldwäscheverdachtsmeldungen in den jeweiligen Bundesländern hergestellt.¹⁶ Mit dem sogenannten Zwei-Wege Fixed Effects-Modell werden die Wohnungspreise mit vier Elementen erklärt:

¹⁵ Die Logarithmierung einer Variablen ist eine gängige Transformation, die u.a. eine sinnvolle Interpretation des ermittelten Effekts (in %) ermöglicht. Der Absolutwert eines Indexes bietet keine solche Interpretation, nicht zuletzt da das Basisjahr (in diesem Fall 2000) arbiträr festgelegt werden kann.

¹⁶ Aufgrund der Datenstruktur werden die Immobilienpreise in Düsseldorf und Köln mit den Meldekennzahlen für Nordrhein-Westfalen erklärt.

1. Effekte, die mit der Lage bzw. dem bundeslandspezifischen Meldeverhalten (Bundesland- bzw. Stadt-fixe Effekte)¹⁷ zusammenhängen,
2. Effekte, die mit dem Zeitpunkt der Transaktion (Zeit-fixe Effekte)¹⁸ zusammenhängen,
3. Geldwäsche, die näherungsweise durch Geldwäscheverdachtsmeldungen ausgedrückt wird, und
4. sonstige nicht erklärbaren Abweichungen.¹⁹

Auf diese Weise kann der Effekt der Geldwäsche geschätzt werden. Die Analyse fußt auf folgenden Annahmen:

1. Das Volumen der Verdachtsmeldungen wird als Näherungsgröße für die tatsächliche (nicht messbare) Geldwäschetätigkeit genutzt. Diese Annahme ist unproblematisch, sofern das Verhältnis zu einem bestimmten Zeitpunkt über die sieben Städte bzw. Bundesländer hinweg konstant ist. Ebenso unproblematisch sind hierbei regionale Unterschiede im Meldeverhalten, sofern diese über die Zeit hinweg konstant sind. Hierfür sorgt die Modellierung mit Zwei-Wege fixen Effekten.
2. Die Untersuchung konzentriert sich auf den Markt für Eigentumswohnungen, da dieser eine repräsentative Grundlage (auf Basis einer guten Datenlage) für die Preisentwicklung im Immobiliensektor darstellt.

¹⁷ Diese erfassen regionsspezifische Unterschiede. Hierbei werden insbesondere regionale Angebots- und Nachfragefaktoren am Immobilienmarkt erfasst, die über die Zeit hinweg konstant sind. Diese werden in der Umgangssprache auch gerne unter dem Begriff „Lage“ subsumiert. Darüber hinaus werden bundeslandspezifische Unterschiede im Meldeverhalten herausgerechnet. Ebenso machen diese fixen Effekte eine Normierung der Daten nach Bevölkerungszahlen (bzw. der Anzahl an Notaren) überflüssig, da diese Faktoren annähernd zeitinvariant sind und somit durch die Stadt- bzw. Bundesland-fixen Effekten nahezu vollständig erfasst werden.

¹⁸ Diese ermöglichen es, deutschlandweite Trends sowohl in den Immobilienpreisen als auch im Volumen der Verdachtsmeldungen abzubilden. Dies sind zum einen das allgemeine makroökonomische Umfeld (z.B. Einkommensschwankungen oder der aktuelle Zinssatz für Immobilienkredite), bundesweite Trends im Meldeverhalten der Notare und Immobilienmakler und nicht zuletzt die gemeinsamen Bewegungen am Immobilienmarkt (vgl. 4.a.).

¹⁹ Der Störterm beschreibt alle unsystematischen bzw. zufälligen Abweichungen vom unterstellten Zusammenhang zwischen den logarithmierten Immobilienpreisen auf der einen Seite sowie dem Volumen an Geldwäscheverdachtsmeldungen und den fixen Effekten auf der anderen Seite.

3. Ein Großteil der Immobilientransaktionen findet in den großen Städten statt, so dass die Erhebung auf Bundesländerebene sinnvoll ist, um regionale Effekte zu berücksichtigen.

Schätzungen der daraus entstehenden Gleichung²⁰ lassen sich in Tabelle 2 in Form verschiedener Variationen abbilden.²¹

Tabelle 2: Zusammenhang zwischen den logarithmierten Preisindizes und dem Volumen der Verdachtsmeldungen der jeweiligen Bundesländer (in Mio. €)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Volumen	0,161 (0,034) [0,000]	0,131 (0,041) [0,002]	0,154 (0,027) [0,000]	0,063 (0,020) [0,002]
Stadt/Land-FE		ja		ja
Quartals-FE			ja	ja
Beobachtungen	98	98	98	98
R2	0,130	0,786	0,305	0,965
R2 (nur FE)	---	0,770	0,193	0,963

Anmerkungen: Koeffizienten, robuste Standardfehler (in Klammern) und p-Werte (in eckigen Klammern) einer Panel Least Squares-Schätzung.

Der Effekt der Geldwäsche auf die Wohnungspreise ist durchgängig signifikant positiv, variiert aber je nach Schätzung. Die Kombination aus beiden fixen Effekten (Lage und Zeitpunkt) erklärt 96,3 % der Wohnungspreisvariation (s. Wert unten rechts). Auch ohne Kontrollvariablen ist das Modell in der Lage, einen substanziellen Anteil der Variation in den Wohnungspreisen zu erklären. Der in Spalte (4) der Geldwäsche zugeschriebene Effekt ist somit als zusätzlich zur bereits erklärten Variation zu interpretieren. Somit kann davon ausgegangen werden, dass die Ergebnisse zu keiner Überschätzung der

²⁰ $\log HP_{i,t} = \beta VOL_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$ für die Immobilienpreise ($\log HP_{i,t}$) in Stadt i zum Zeitpunkt t . Dabei dienen das Volumen an Verdachtsmeldungen in Mio. € ($VOL_{i,t}$), Stadt- bzw. Bundesland-fixe Effekte (α_i), Zeit-fixe Effekte (λ_t) und der Störterm ($\varepsilon_{i,t}$) dazu, den Effekt β der Geldwäsche zu schätzen.

²¹ Spalte (1) zeigt den Effekt der Geldwäsche auf die Immobilienpreise ohne Berücksichtigung der fixen Effekte, Spalte (2) berücksichtigt Stadt- bzw. Bundesland-fixe Effekte, Spalte (3) Zeit-fixe Effekte und Spalte (4) präsentiert die Ergebnisse für das vollständige Modell inkl. Zwei-Wege fixer Effekte. Die Hauspreisindizes wurden hierbei logarithmisch transformiert und anschließend mit 100 multipliziert, um die Ergebnisse besser interpretieren zu können. Das Volumen an Verdachtsmeldungen wird in Mio. € gemessen.

Auswirkungen der Geldwäsche auf die Immobilienpreise neigen, also vorsichtige Schätzungen darstellen. Von besonderer Bedeutung für die Untersuchung ist der fettgedruckte Koeffizient in Spalte (4). Er impliziert, dass eine Erhöhung des Volumens an Verdachtsmeldungen um 1 Mio. € mit einer Preissteigerung für Eigentumswohnungen um 0,063 % einhergeht.²²

c. Schlussfolgerungen

Wie lässt sich dieser Effekt einordnen? Ein hierfür gängiger Maßstab ist die Standardabweichung des Volumens der Verdachtsmeldungen pro Quartal (29,9). Eine Multiplikation des Punktschätzers von 0,063 mit 29,9 impliziert, dass eine Erhöhung der Verdachtsmeldungen um eine Standardabweichung mit einer Immobilienpreissteigerung von 1,9 % einhergeht.

Gelänge es andersherum Geldwäschetätigkeiten im Immobiliensektor um 10 % zu reduzieren, was einen Rückgang der Verdachtsmeldungen um dieselbe Quote und des Verdachtsmeldevolumens um ca. 30 Mio. € erfordern würde, so ließe sich anhand der vorigen Berechnung ein Rückgang der Immobilienpreise um eben diese 1,9 % ableiten. Dies wären bei einer 80 qm-Eigentumswohnung und dem qm-Preis für 2024q1 (4.500 € im Durchschnitt gemäß der German Real Estate Index-Daten) immerhin ca. 6.830 € des Kaufpreises von 360.000 €. Die Annahme, dass Geldwäsche die Immobilienpreise hochtreibt, kann damit indirekt bestätigt werden. Eine wirksame Bekämpfung der Geldwäsche wäre also bares Geld wert für Käufer von Immobilien.

5. Fazit und Ausblick

Dass Geldwäsche negative Folgen für den Wirtschaftskreislauf hat, konnte mit der Studie indirekt nachgewiesen werden. Für den Bereich der Immobilien hat sich mittels

²² Dieser Schätzer ist signifikant auf dem 1 %-Niveau und wäre selbst bei Cluster-robusten Standardfehlern und der damit einhergehenden geringen Anzahl von Freiheitsgraden (sieben) mit einem p-Wert von 6,0 % noch auf dem 10 %-Niveau signifikant. Abschließend sei noch angeführt, dass die Schätzergebnisse auch robust sind im Hinblick auf ein alternatives Timing des Effekts von Geldwäsche auf die Immobilienpreise. Ein entsprechender Test befindet sich im Anhang.

einer Analyse der Geldwäscheverdachtsmeldungen und der Immobilienpreise ergeben, dass bei einem Anstieg der Meldungen auch ein Preisanstieg zu beobachten ist. Daraus lässt sich ableiten: Geldwäsche lässt die Preise im Immobiliensektor steigen. Vermutete wirtschaftliche Folgen können also empirisch belegt werden. Damit ist zugleich ein ökonomischer Aspekt dargetan, warum die Geldwäschebekämpfung gesamtgesellschaftlich wichtig ist.

Diese Studie ist das erste Projekt des interdisziplinären Forschungsverbundes an der Universität Trier zur ökonomischen Analyse der mutmaßlichen volkswirtschaftlichen Schäden durch Geldwäsche. In Folgeprojekten soll die Methode neben dem Immobiliensektor auf weitere Sektoren ausgeweitet und zu einer Gesamtbilanz zusammengefügt werden. Damit sollen dem Staat und den zur Bekämpfung der Geldwäsche relevanten Institutionen datenbasierte Informationen und Möglichkeiten aufgezeigt werden, wie Maßnahmen zur Geldwäschebekämpfung risikoorientierter und damit effizienter eingesetzt werden können. Hierbei hat sich insbesondere die Kooperation mit der FIU als hilfreich und fruchtbar erwiesen, da durch die detaillierte Datengrundlage eine fundierte Analyse für den Immobiliensektor ermöglicht wurde.

Anhang

A priori ist es unklar, ob der Effekt des Volumens an Verdachtsmeldung in derselben Periode t einen Einfluss auf die Wohnungspreise aufweist. Die Meldungen könnten auch ein nach- bzw. vorlaufender Indikator sein. Aus diesem Grund wird in Tabelle A1 aufbauend auf einer Schätzung mit Zwei-Wege fixen Effekten (Spalte (4) in Tabelle 2) das Timing variiert. So werden die Wohnungspreise mit dem gemeldeten Volumen zu verschiedenen Zeitpunkten verknüpft. Spalte (1) erklärt z. B. die Wohnungspreise zum Zeitpunkt t mit den Fällen, die erst zwei Quartale in der Zukunft gemeldet werden; in diesem Fall wären die Verdachtsmeldungen nachlaufend. Analog zeigt die Spalte (5) Ergebnisse, bei denen ein Verdacht mit zwei Quartalen Verzug einen Einfluss auf die Wohnungspreise hat, d. h. die Meldungen wären vorlaufend.²³

Tabelle A1: Robustheitstest: Alternatives Timing

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Timing	t+2	t+1	t	t-1	t-2
Volumen	0,046 (0,022) [0,037]	0,056 (0,022) [0,013]	0,063 (0,020) [0,002]	0,056 (0,020) [0,007]	0,054 (0,022) [0,016]
Beobachtungen	98	98	98	96	89
R ²	0,972	0,968	0,965	0,964	0,966

Anmerkungen: Koeffizienten, robuste Standardfehler (in Klammern) und p-Werte (in eckigen Klammern) einer Panel Least Squares-Schätzung. Alle Modelle beinhalten Stadt- bzw. Bundesland-fixe Effekte sowie Quartals-fixe Effekte.

Die Ergebnisse zeigen, dass der kontemporäre Einfluss, der auch in Tabelle 2 unterstellt wurde, sowohl die größten Punktschätzer als auch die ausgeprägteste Signifikanz aufweist.

²³ Zum Zeitpunkt des Verfassens dieser Studie lagen noch nicht alle Hauspreis-Beobachtungen für 2024q2 und 2024q3 vor. Daher beruhen die Schätzungen in den Spalten (4) und (5) auf weniger Beobachtungen als die in den Spalten (1) – (3).

Gefördert durch



TrIGeKo

Trierer Institut für Geldwäsche- und Korruptions-Strafrecht
Universität Trier | Universitätsring 15 | 54296 Trier | Germany
trigecko.uni-trier.de