

Insertionspreise von Eigentumswohnungen auf Immobilien-Vermarktungsplattformen als vorlaufende Indikatoren der Transaktionspreise dieser Objekte?

Eine empirische Analyse mit SRED-Transaktions- und Online-Insertionspreisen

Rudolf Marty¹; Peter Ilg²

¹ Dr. Rudolf Marty ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Swiss Real Estate Institute an der HWZ Hochschule für Wirtschaft Zürich (Schweiz), Lagerstr. 5, 8021 Zürich (e-Mail-Adresse: rudolf.marty@swissrei.ch, Telefon: ++41 43 322 26 13).

² Prof. Peter Ilg ist Leiter des Swiss Real Estate Instituts an der HWZ, Hochschule für Wirtschaft Zürich.

Abstract

Ziel dieser Studie ist die Analyse des zeitlichen Bezugs der Angebotspreise von Eigentumswohnungen, die auf Online-Immobilienplattformen inseriert werden, zu den effektiven Transaktionspreisen dieser Objekte. Als Basis dienen zwei Datenbanken, von denen eine die Transaktionspreise von Eigentumswohnungen (SRED-Datenpool) enthält sowie deren wichtigste Objektmerkmale. Eine weitere Datenbank beinhaltet die Inserate von Eigentumswohnungen, die auf den wichtigsten Immobilienportalen der Schweiz während der Periode 2010 Q1 – 2023 Q4 ausgeschrieben wurden (Inserate-Datenbank). Mit Hilfe von Kausalitätstests im Sinne von Granger (2004) wird u.a. überprüft, ob die Veränderungen der Angebotspreise von Eigentumswohnungen auf der Ebene einzelner Bezirke einen signifikanten Vorlauf in Bezug auf die Änderungen der Transaktionspreise dieser Objekte aufweisen. Die Kausalitätstests dokumentieren u.a. einen signifikanten Vorlauf des Wachstums der Angebotspreise in Bezug auf dasjenige der Transaktionspreise von 2 bis 3 Quartalen.

Schlüssel- Wörter	Transaktionspreise, Angebotspreise, Wohneigentum, Vorlaufindikator, Kausalitätstest
Reviewed	Version 1.0
Verfügbar online	Januar 2025

Inhaltsverzeichnis

1. EINLEITUNG.....	4
1.1 Fragestellung	4
1.2 Literatur	4
2. DER PRIVATE WOHN-EIGENTUMSMARKT IN DER SCHWEIZ.....	5
2.1 Der Markt für privates selbstgenutztes Wohneigentum	5
2.2 Zusammenführen der Angebots- mit den Transaktionspreisen.....	5
2.3 Vergleich des nationalen Angebots- mit dem nationalen Transaktionspreis-Index	6
2. WAS SAGT DIE THEORIE ZU ANGEBOTS- UND TRANSAKTIONSPREISEN?.....	8
3. HELFEN DIE ANGEBOTS- BEI DER PROGNOSE VON TRANSAKTIONSPREISEN?.....	9
3.1 Die statistischen Eigenschaften der Angebots- und Transaktionspreis-Indizes	9
3.2 Kausalität zwischen m^2 -Angebots- und m^2 -Transaktionspreis-Indizes	12
3.3. Schätzung von Granger-Kausalitätsbeziehungen mittels eines Panel-Datensatzes	13
4. EMPIRISCHE RESULTATE DER GRANGER-KAUSALITÄTSTESTS.....	14
4. ZUSAMMENFASSUNG.....	15
LITERATURVERZEICHNIS.....	17

1. Einleitung

1.1 Fragestellung

In der Schweiz existieren seit der Jahrtausendwende Internet-Marktplätze für Einfamilienhäuser und Eigentumswohnungen, auf denen Wohneigentum zum Verkauf ausgeschrieben wird. Die potentiellen Immobilienkäufer sind vorwiegend private Haushalte, die Immobilienbesitz überwiegend zur Selbstnutzung erwerben wollen und diesen teilweise durch ihre Bank oder Vorsorgeeinrichtung fremdfinanzieren lassen. Die Verkäufer von auf Immobilienportalen ausgeschriebenem Wohneigentum sind ebenfalls überwiegend private Haushalte, die ihr Objekt mit den wichtigsten Merkmalen auf den Portalen kostenpflichtig inserieren, um es mindestens zum ausgeschriebenen Preis möglichst rasch verkaufen zu können. Die Betreiber von kostenpflichtigen Immobilienportalen stellen gegen ein Entgelt den potentiellen Immobilienverkäufern eine Plattform zur Präsentation ihres Objektes zur Verfügung, auf dem sich potentielle Wohneigentumskäufer rasch einen Überblick über die zum Verkauf stehenden Wohnobjekte in einer bestimmten Region bzw. Stadt verschaffen können.

Die Betreiber von Immobilienplattformen besitzen aufgrund ihrer mehrjährigen Marktpräsenz umfangreiche Datenbestände von zum Verkauf angebotenen Wohneigentumsobjekten mit ihren wichtigsten Objektmerkmalen in allen Regionen der Schweiz. Die vom Datenprovider von Swissrei (d.h. Meta-Sys AG) unterhaltene Datenbank mit den Immobilieninseraten der wichtigsten acht Portale der Schweiz (ausgeschlossen sind Gratis-Immobilienportale) dient als eine der in dieser Studie ausgewerteten Datenbestände. Die zweite der dieser Untersuchung zugrunde liegenden Datenbank ist der Swiss Real Estate Datapool³. Dieser beinhaltet die Transaktionspreise der von den Banken bzw. Versicherern UBS, ZKB, Migros Bank und Swiss Life fremdfinanzierten Wohneigentumstransaktionen in der gesamten Schweiz (aktuell ca. 330'000 Einfamilienhäuser und Eigentumswohnungen). Diese beiden Datenbanken, d.h. die Inseratedatenbank von Meta-Sys und der SRED-Datenpool von Eigenheim-Transaktionspreisen, sollen in der vorliegenden Untersuchung im Hinblick auf die Analyse des Zusammenhanges zwischen den Angebots- und Transaktionspreisen von Eigentumswohnungen zusammengeführt und analysiert werden.

1.2 Literatur

Fleury (2019) untersuchte in seiner Studie das Verhältnis von Angebots- zu Transaktionspreisen am Schweizer Mietwohnungsmarkt mit Hilfe eines Datensatzes der Periode 2013-2016, in der die Vertragsmieten von 13'685 Wohnungen in der gesamten Schweiz mit den entsprechenden Angebots-

³ Das Ziel des SRED ist die Förderung von Markteffizienz und -transparenz im Schweizer Eigenheimmarkt durch das Pooling von Immobilientransaktionsdaten (siehe www.sred.ch).

mieten auf der Ebene einzelner Mietobjekte verknüpft sind. Mit Hilfe dieses Datenbestandes analysierte Fleury die relativen Abweichungen der Angebots- von den in den Mietverträgen aufgeführten Nettomietzinsen auf nationaler und auf Ebene der acht BfS-Grossregionen. Sein Befund lautet, dass in 82 Prozent aller aus der gesamten Schweiz stammenden Mietobjekte die Angebotsmieten identisch sind mit den Netto-Vertragsmieten. In Bezug auf die acht untersuchten Regionen variiert der Anteil identischer Vertrags- und Netto-Angebotsmieten zwischen 71 Prozent (Tessin) und 89 Prozent (Waadt/Wallis).

Adila et al. (2021) untersuchten die Angebots- und Transaktions-Quadratmeterpreise von aus der gesamten Schweiz stammenden Eigentumswohnungen während der Periode 2005-2015. Im Gegensatz zu Fleury (2019) verwendeten Adila et al. (2021) desaggregierte Quartalsdaten auf Bezirksebene und ein ausformuliertes statistische Modell (Kointegrationsanalyse, GMM-Schätzer für Panel-Datensatz). Insgesamt umfasst der Datensatz dieser Autoren 77'000 Transaktionspreise und 351'000 Angebotspreise von Eigentumswohnungen. Der Befund von Adila et al. (2021) lautet, dass in den untersuchten Bezirken die Angebots- und Transaktionspreise einen gemeinsamen und lokalen Preistrend aufweisen. Weiter können die Autoren keine Kausalitätsbeziehung im Sinne Grangers (2004) zwischen den Transaktions- und Angebotspreisen feststellen. Das bedeutet, dass weder die Angebotspreise einen signifikanten zeitlichen Vorlauf in Bezug auf die Transaktionspreise aufweisen noch umgekehrt.

2. Der private Wohneigentumsmarkt in der Schweiz

2.1 Der Markt für privates selbstgenutztes Wohneigentum

Seit der Jahrtausendwende existieren für den Schweizer Wohneigentumsmarkt auf dem Internet eine Reihe gebührenpflichtiger Internet-Marktplätze (z.B. «Homegate», «immoscout24», etc.). In der vorliegenden Studie wird dieser Datenbestand, der neben den wichtigsten Objektmerkmalen die Angebotspreise der in der Schweiz inserierten Wohnobjekte während der Periode 2010 Q1- 2023 Q4 enthält, auf der Ebene einzelner Inserate verwendet⁴. Die Transaktionspreise von Wohneigentum (d.h. in der vorliegenden Studie von Eigentumswohnungen) stammen zusammen mit ihren Objektmerkmalen (z.B. Objektgrösse, d.h. Wohnfläche, Alter, Zimmerzahl, Postleitzahl der Objektstandorte, etc.) von der SRED-Datenbank.

2.2 Zusammenführen der Angebots- mit den Transaktionspreisen

⁴ Die Inserate enthalten neben dem Angebotspreis zusätzlich eine Reihe von objektspezifischen Merkmalen (z.B. Adresse, Wohnfläche, Zahl der Zimmer, etc.).

Für die vorliegende Analyse wird die SRED-Datenbank der Transaktionspreise für einen möglichst langen überlappenden Zeitraum mit Inseratedatenbank von Meta-Sys (2010 Q1 – 2023 Q4) zusammengeführt. Die aus der Zusammenführung erhaltene Datenbank enthält damit auf der Ebene einzelner Eigentumswohnungen sowohl deren Angebots- als auch deren Transaktionspreise sowie eine Reihe ihrer Objektmerkmale (Standortadresse für Angebotspreise, Objektgrösse, Mikro-Lagerung für Transaktionspreise, etc.). In einem zweiten Schritt werden sowohl die Transaktions- als auch die Angebotspreise einzelner Bezirke im Querschnitt durch das Bilden der Quartile (d.h. vor allem der Mediane) zu Angebots- bzw. -Transaktionspreis-Indizes aggregiert⁵. Als Ergebnis dieses zweistufigen Prozesses liegt ein Panel-Datensatz mit den Quartals-Zeitreihen von Angebots- und Transaktionspreis-Indizes von Eigentumswohnungen von 144 Bezirken vor, die teilweise Lücken aufweisen. Insbesondere bei den Zeitreihen der Transaktionspreis-Indizes können für kleinere Bezirke Lücken auftreten, da in bestimmten Quartalen keine Transaktionen stattfinden. Diese Lücken werden mittels eines geeigneten Inter- bzw. Extrapolationsverfahrens inter- bzw. extrapoliert⁶.

2.3 Vergleich des nationalen Angebots- mit dem nationalen Transaktionspreis-Index

Einen ersten Eindruck von der Entwicklung des m^2 -Angebots- bzw. des m^2 -Transaktionspreis-Index erhält man in Abbildung 1a. In dieser Grafik wird der Median des schweizweiten Querschnitts der logarithmierten m^2 -Transaktionspreise (blaue Linie) dem Median des schweizweiten Querschnitts der logarithmierten m^2 -Angebotspreise (rote Linie) gegenübergestellt⁷. Daraus ist der trendmässig sehr ähnliche Verlauf der beiden Indizes ersichtlich, wobei die Volatilität des m^2 -Transaktionspreisindex' (blaue Linie) leicht höher sein dürfte diejenige des m^2 -Angebotspreisindex' (rote Linie), was plausibel erscheint.

⁵ Unter anderem aus Datenschutzgründen werden auf Bezirksebene Median-Angebots- bzw. Median-Transaktionspreise analysiert.

⁶ Als Inter- bzw. Extrapolationsverfahren wird das „mice“-package im Statistikprogramm R verwendet (siehe [CRAN: Package mice \(r-project.org\)](https://cran.r-project.org/web/packages/mice/index.html)).

⁷ Die logarithmische Skala der m^2 -Preisindizes impliziert, dass bei einem logarithmierten m^2 -Transaktionspreisindex von 8.65 und einem logarithmierten m^2 -Angebotspreisindex von 8.55 die prozentuale Differenz des letzteren zum ersteren Index knapp 10 Prozent beträgt ($=\exp(8.55)/\exp(8.65)$).

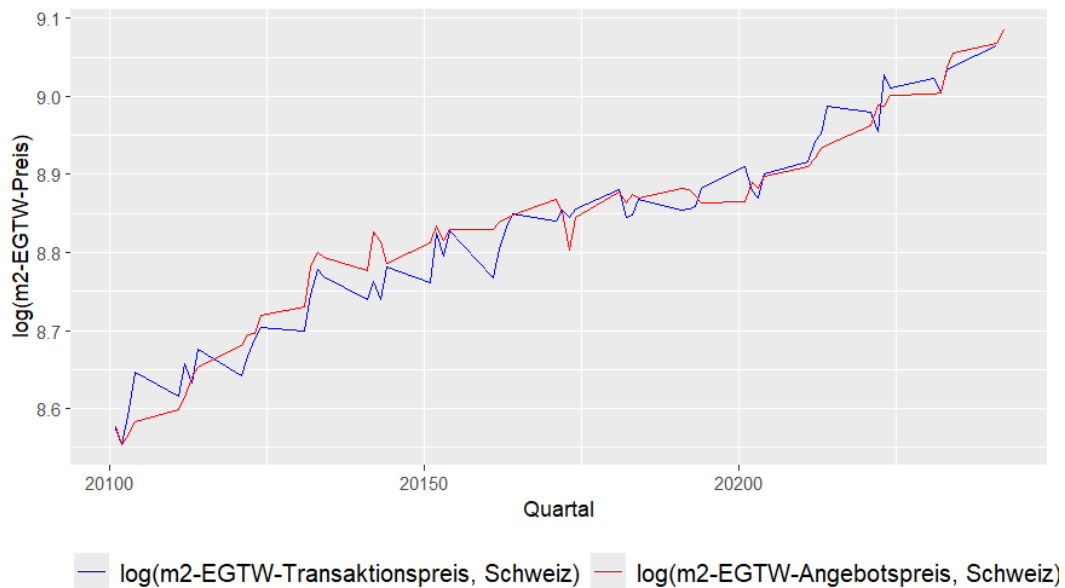


Abbildung 1a: Logarithmus der Median-Quadratmeter-Transaktions- und -Angebotspreise von Eigentumswohnungen, 2010 Q1 – 2023 Q4 (Quelle: SRED, Meta-Sys, eigene Berechnungen)

In der nachfolgend aufgeführten Abbildung 1b wird das Inseratevolumen der auf den Immobilienportalen schweizweit ausgeschriebenen Eigentumswohnungen dem schweizweit in der SRED-Datenbank erfassten Transaktionsvolumen dieser Objekte gegenübergestellt. Daraus wird erstens ersichtlich, dass die Zahl der im SRED erfassten Transaktionen ein Bruchteil des Insertionsvolumen ist. Berücksichtigt man, dass die SRED-Datenbank ca. 40 Prozent aller Eigentumswohnungs-Transaktionen abdeckt, kann geschlussfolgert werden, dass im Durchschnitt maximal nur jede zweite ausgeschriebene Eigentumswohnung im Untersuchungszeitraum gehandelt wurde. Zweitens ist vor allem bei der Zeitreihe der Transaktionsvolumina ein gewisses saisonales Muster erkennbar mit umsatzstarken zweiten und dritten Quartalen und einem eher umsatzschwachen ersten Quartal. Drittens fällt die – wenn überhaupt – nur äusserst schwach positive Korrelation zwischen der Zeitreihe der Insertions- und derjenigen der Transaktionsvolumina auf. Schliesslich ist die annähernde Halbierung des Insertionsvolumens im Verlauf der Corona-Pandemie von ersten Quartal 2020 bis zum ersten Quartal 2022 bemerkenswert. Während sich im Anschluss an die Corona-Pandemie das Insertionsvolumen relativ rasch auf das Niveau vor Corona erholte, war dies bei den Transaktionsvolumina nicht der Fall. Dies könnte mit dem im ersten Quartal 2022 einsetzenden Beginn des Zinserhöhungszyklus' erklärt werden (Zinserhöhungszyklus: 1. Quartal 2022 – 2 Quartal 2023).

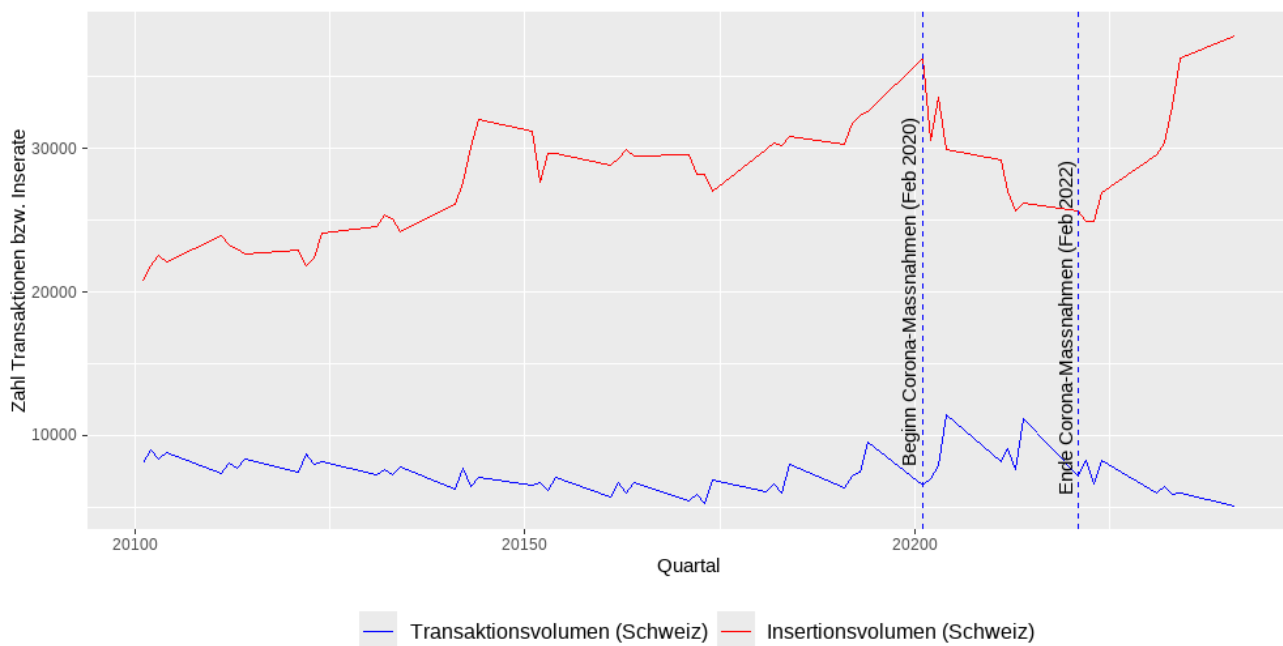


Abbildung 1b: Anzahl Transaktionen und Anzahl Inserate von Eigentumswohnungen, 2010 Q1 – 2023 Q4. Quelle: SRED, Meta-Sys, eigene Berechnungen

2. Was sagt die Theorie zu Angebots- und Transaktionspreisen?

Zur Beziehung zwischen Angebots- und Transaktionspreisen von Immobilien formulierten Dinkel und Kurzrock (2012) vier Hypothesen, die sie anschliessend mit Immobiliendaten des Bundeslandes Rheinland-Pfalz empirisch testeten. Die erste Hypothese besagt, dass ein Verkäufer eines Wohneigentumsobjektes einen bestimmten Mindest-Transaktionspreis für sein Objekt realisieren will. In «normalen» Marktverhältnissen setzt er dementsprechend den Angebotspreis über dem später erwarteten Transaktionspreis fest. Die zweite Hypothese von Dinkel und Kurzrock lautet, dass die Abweichung der Angebots- vom realisierten Transaktionspreis mit zunehmender Markttransparenz (d.h. mit steigendem Insertionsvolumen) abnehmen sollte. Dies darum, weil sich die Marktteilnehmer an einer reichlich vorhandenen Zahl an vergleichbaren gehandelten Objekten orientieren können. Die dritte Hypothese besagt, dass bei teureren Immobilien der Angebotspreis näher beim realisierten Transaktionspreis liegen sollte als bei preiswerten Immobilien. Sie begründen dies damit, dass teure Immobilien eine kleinere Nachfrage generieren, die nicht durch zu hohe Angebotspreise noch weiter verkleinert werden sollte. Aus diesem Grund wird in der Regel der Angebotspreis so gewählt, dass er knapp über dem gewünschten erwarteten Verkaufspreis zu liegen kommen wird. Als letzte Hypothese behaupten Dinkel und Kurzrock einen systematischen Zusammenhang zwischen historischen demographischen Grössen (z.B. die Historie der prozentualen An-

teile der Alterskohorte zwischen 35 und 50 Jahren in der gesamten Wohnbevölkerung) und der Abweichung der Angebots- von den Transaktionspreisen von selbstgenutzten Wohnimmobilien⁸. Als Ergebnis ihrer empirischen Untersuchung stellten sie erstens fest, dass im Mittel die Angebotspreise im Untersuchungszeitraum (2007- 2009) über den Transaktionspreisen lagen, was im Einklang mit der ersten Hypothese steht („price anchoring“-Hypothese). Weiter schlussfolgern sie aus ihren mittels Regressionsgleichungen erhaltenen Tests, dass die Differenzen zwischen den Angebots- und den Transaktionspreisen nicht korreliert sind mit den Insertionsvolumina bzw. der Höhe der Transaktionspreise (Markttransparenz-Hypothese 2 bzw. Marktsegmentierungs-Hypothese 3) sowie der Historie der demographischen Entwicklung (Hypothese 4).

3. Helfen die Angebots- bei der Prognose von Transaktionspreisen?

3.1 Die statistischen Eigenschaften der Angebots- und Transaktionspreis-Indizes

Eine Voraussetzung dafür, dass sich die Veränderungen von Angebotspreisen als vorlaufende Indikatoren für die Änderungen ihrer Transaktionspreise erweisen ist, dass sowohl die Angebots- als auch die Transaktionspreise langfristig demselben (zufälligen oder konstanten) Preistrend folgen. Mittels eines sogenannten Kointegrationstests für Paneldaten (siehe Pedroni (2004)) lässt sich abklären, ob die Logarithmen der Angebots- und Transaktionspreise des i-ten Bezirkes denselben Preistrend aufweisen (Null-Hypothese) oder ob sie langfristig unterschiedlichen Preistrends unterworfen sind (Alternativ-Hypothese):

$$(1a) \quad \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t}) = \text{constant}_i + \text{Time} * \delta_i + \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-k}) * \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

, wobei $\text{TransaktionPreis}_{i,t}$ bzw. $\text{AngebotPreis}_{i,t}$ den Transaktions- bzw. Angebotspreisindex des i-ten Bezirks in Quartal t und Time einen Zeittrend-Vektor (Time = 1, ..., T) sowie δ_i bzw. α_i die zu schätzenden Koeffizienten des i-ten Bezirkes sind. Sind die Störprozesse $\varepsilon_{i,t}$ für den i-ten Bezirk in der obigen Gleichung stationär (d.h. weisen sie keinen zufälligen Zeittrend auf), so sind die Transaktions- und Angebotspreisindizes des i-ten Bezirkes kointegriert, d.h. sie unterliegen langfristig einem gemeinsamen (zufälligen) Trend über die Zeit. Sind die Störterme $\varepsilon_{i,t}$ für alle Bezirke $j=1,...,N$ stationär, so weisen die Transaktions- und Angebotspreisindizes aller Bezirke einen (zufälligen) Trend auf, der identisch sein kann, sofern es sich um ein homogenes Panelmodell handelt, d.h. $\alpha_i = 1$, $i=1,...,N$ (Panel-Kointegrationstest von Pedroni (1997)). Die in Gleichung (1a) abgebildete langfristig gleichlaufende Preisentwicklung der m²-Angebots- und -Transaktionspreisindizes kann mit Hilfe der untenstehenden Regressionsgleichung (1b) geschätzt werden, was es erlaubt, die Residuen $\varepsilon_{i,t}$ des i-ten Bezirkes zu berechnen:

⁸ Dinkel und Kurzrock gehen damit von einem nicht vollständig effizienten Wohnimmobilienmarkt aus, der historische und damit öffentlich verfügbare demographische Daten nur unvollständig in die Immobilienpreise „einpreist“.

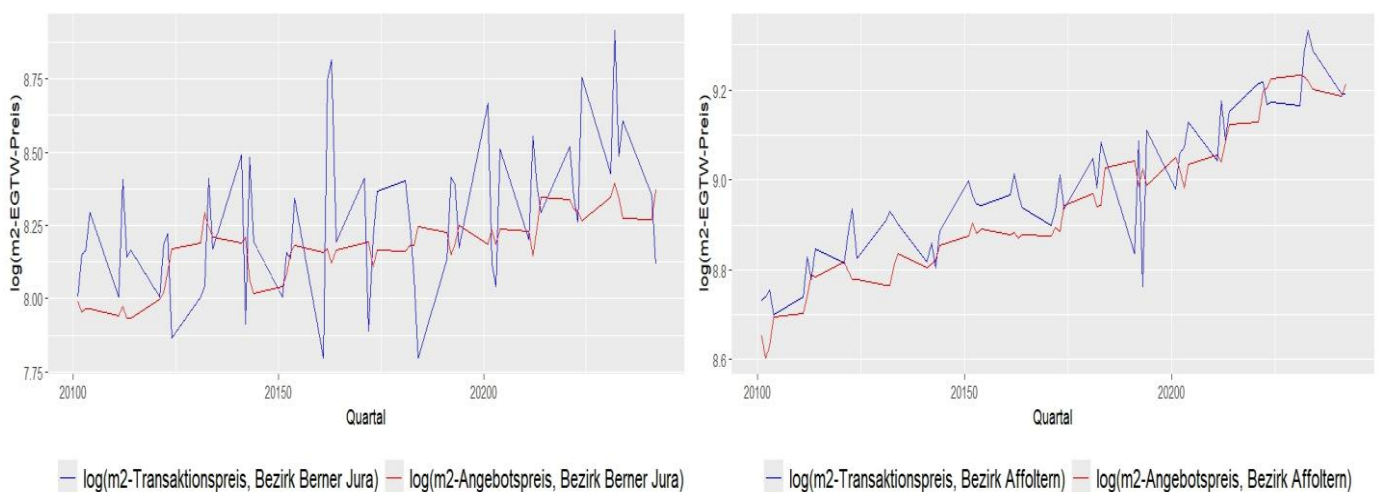
$$(1b) \quad e_{i,t} = \log(\text{TransaktionsPreis}_{i,t}) - \text{constant}_i - \text{Time} * d_i + \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-k}) * a_i$$

, wobei die Koeffizienten constant_i , d_i und a_i die geschätzten Regressionskoeffizienten bzw. den «fixed effect»-Koeffizienten des i -ten Bezirkes wiedergegen bei einem inhomogenen Panel. Mit Hilfe der untenstehenden Regressionsgleichung (1c) kann schliesslich überprüft werden, ob es sich beim Residuum $e_{i,t}$ um eine stationäre Variable handelt. Das bedeutet, dass die relative Abweichung des m^2 -Angebots- vom m^2 -Transaktionspreisindex des i -ten Bezirkes durch eine unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariable beschrieben werden kann:

$$(1c) \quad e_{i,t} = \gamma e_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \Delta e_{i,t-k} \gamma_{i,k} + u_{i,t}$$

Mit Hilfe eines modifizierten t-Tests (ADF-Test in letzter Spalte der Tabelle 1) kann überprüft werden, ob der Koeffizient γ z.B. auf dem 1%-Signifikanzniveau kleiner als Null ist. Falls dies der Fall ist, kann mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit davon ausgegangen werden, die m^2 -Angebots- und -Transaktionspreis-Indizes in Gleichung (1a) langfristig demselben Trend folgen.

In den untenstehenden Grafiken 2a – 2d sind für je zwei Bezirke in den Kantonen Bern und Zürich pro Bezirk die m^2 -Angebotsindizes den entsprechenden m^2 -Transaktionspreisindizes gegenübergestellt. Aus diesen Grafiken folgt, dass erstens die Angebots- und Transaktionspreisindizes nicht nur auf nationaler, sondern auch auf Bezirksebene mittel- und langfristig demselben Trend folgen. Zweitens ist erkennbar, dass die Angebotspreis-Indizes in den vier untersuchten Bezirken einen «glatteren» Verlauf aufweisen, d.h. weniger von kurzfristigen Schwankungen überlagert werden. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass die Angebotspreis-Indizes generell auf grösseren Stichproben basieren, d.h. die Transaktionsvolumina liegen in allen Bezirken und Quartalen deutlich unter den entsprechenden Inseratevolumina. Andererseits kommt in den Angebotspreis-Indizes die Markterwartung hinsichtlich der Entwicklung der Transaktionspreise in den einzelnen Bezirken zum Ausdruck, während die realisierten Transaktionspreise zusätzlich noch durch eine unerwartete Komponente überlagert werden, was ihre Volatilität erhöht.



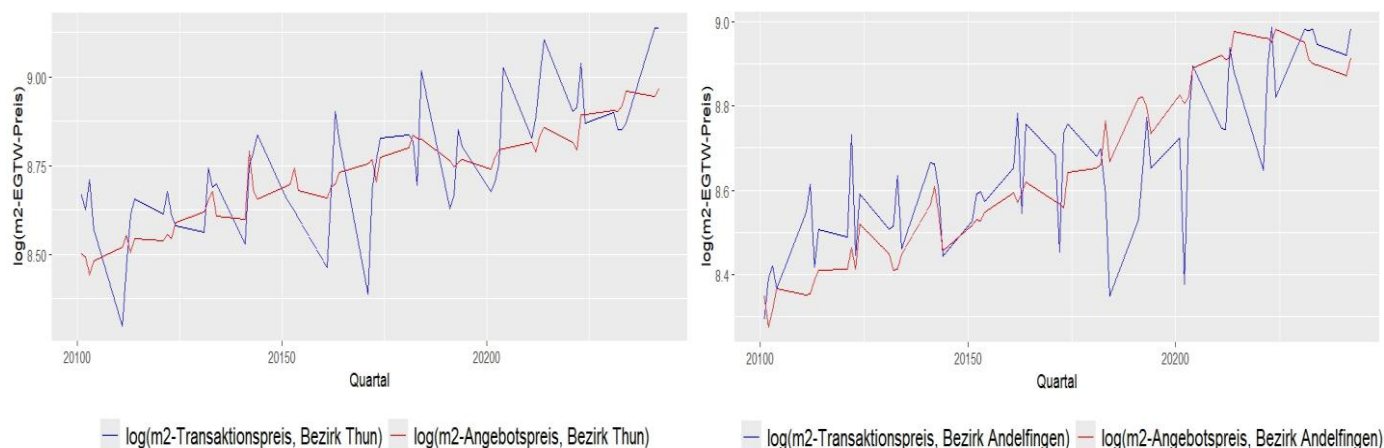


Abbildung 2a bis 2d: Logarithmus der Median-Quadratmeter-Transaktions- und -Angebotspreise von Eigentumswohnungen in den Bezirken Berner Jura und Bern (Kanton Bern) sowie Affoltern und Andelfingen (Kanton Zürich), 2010 Q1 – 2023 Q4. Quelle: SRED, Meta-Sys, eigene Berechnungen

In der untenstehenden Tabelle 1 sind die Teststatistiken der in Gleichung (1c) spezifizierten Kointegrationsregressionen aufgeführt (für 22 Bezirke zusammen und isoliert pro Bezirk). Entsprechend dem für jeden einzelnen Bezirk durchgeführten Kointegrationstest (letzte Spalte der Tabelle 1) sind die t-Teststatistiken für alle Bezirke mit Ausnahme des Bezirkes Meilen (wo der Koeffizient nur auf 10 Prozent-Niveau kleiner als Null ist) mindestens auf dem 5 Prozent-Niveau signifikant. Das bedeutet, dass in fast allen untersuchten 22 Bezirken die m^2 -Angebots- und m^2 -Transaktionspreis-Indizes demselben (zufälligen) Preistrend unterliegen (der in jedem Bezirk unterschiedlich sein kann). Die in den Spalten 4 und 5 der Tabelle 1 aufgeführten Teststatistiken, die die Null-Hypothese, dass in allen Bezirken die entsprechenden m^2 -Angebots- und -Transaktionspreis-Indizes einen zufälligen Trend aufweisen, gegen die Hypothese, dass in mindestens einem Bezirk dies nicht zutrifft, testen, sind in allen untersuchten Bezirken auf dem 1-Prozent-Niveau signifikant⁹. Dieser Befund legt nahe, dass zur Analyse der Vorlaufeigenschaften der m^2 -Angebots- in Bezug auf die m^2 -Transaktionspreis-Indizes die Quartalsveränderungen dieser Grössen analysiert, werden müssen.

⁹ Unter der Null-Hypothese, dass in allen untersuchten Bezirken die m^2 -Angebots- und die m^2 -Transaktionspreis-Indizes keinen gemeinsamen zufälligen Trend unterliegen, sind die Teststatistiken ρ_{Group} und ρ_{Panel} standard-normalverteilt (siehe Pedroni (1997)).

Bezirk (Bezirk-Nr.)	constant	δ_i Mittleres Wachstum des Preisindex pro Quartal, in %	Panel-Kointegrationstest (alle Bezirke zusammen)		Kointegrationstest, ein Bezirk t-Statistik ADF
			ρ_{Group}	ρ_{Panel}	
Affoltern (101)	6.04	0.53	-9.35***	-7.37***	-3.55***
Andelfingen (102)	6.62	0.57	-7.79***	-6.81***	-1.94*
Bülach (103)	8.08	0.90	-7.20***	-7.80***	-2.68**
Dielsdorf (104)	3.31	0.35	-6.80***	-5.81***	-2.55**
Dietikon (111)	7.86	1.04	-7.13***	-6.40***	-3.18***
Hinwil (105)	8.53	0.98	-6.41***	-5.73***	-2.89***
Horgen (106)	4.74	0.65	-5.79***	-5.01***	-2.66**
Meilen (107)	4.62	0.62	-5.61***	-4.91***	-1.95*
Pfäffikon (108)	11.12	1.02	-5.34***	-4.98***	-3.83**
Uster (109)	7.45	0.86	-5.85***	-5.46***	-2.47**
Winterthur (110)	4.60	0.55	-7.44***	-6.71***	-4.97***
Zürich (112)	6.64	0.80	-6.43***	-5.74***	-3.29***
Oberaargau (244)	2.42	0.25	-8.05***	-7.88***	-2.61**
Emmental (245)	4.65	0.34	-6.42***	-7.04***	-3.34***
Bern (246)	8.38	0.70	-4.64***	-3.94***	-4.10***
Thun (247)	6.31	0.53	-5.06***	-5.59***	-3.17***
Obersimmental-Saanen (248)	6.15	0.58	-8.17***	-7.45***	-3.63***
Frutigen-Niedersimmental (249)	13.21	1.41	-8.19***	-7.28***	-3.75***
Interlaken-Oberhasli (250)	8.16	0.72	-6.34***	-6.12***	-3.78***
Seeland (243)	8.00	0.67	-7.54***	-6.70***	-3.12***
Biel (242)	8.77	0.93	-6.35***	-5.91***	-2.56**
Berner Jura (241)	10.48	0.91	-4.94***	-7.47***	-3.73***

Tabelle 1: Univariate ADF-Kointegrationstest und Panel-Kointegrations-Teststatistiken (Pedroni, 1997) zwischen Median-Angebots- und Median-Transaktionspreisen pro Quadratmeter Wohnfläche für 22 Bezirke. Quelle: SRED, Meta-Sys, eigene Berechnungen (* bzw. ** bzw. *: Signifikanz auf 1% bzw. 5% bzw. 10%-Niveau)**

3.2 Kausalität zwischen m^2 -Angebots- und m^2 -Transaktionspreis-Indizes

Zur Überprüfung möglicher kausaler Beziehungen zwischen den m^2 -Transaktions- und den m^2 -Angebotspreis-Indizes werden die beiden folgenden Panel-Regressionsgleichung spezifiziert:

$$(2a) \quad \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t}) = \alpha_{i,0} + \sum_{i,k}^N \Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-k}) * \alpha_k + \sum_{i,k}^N \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-k}) * \delta_k + \epsilon_{i,t}$$

$$(2b) \quad \Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t}) = \beta_{i,0} + \sum_{i,k}^N \Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-k}) * \beta_k + \sum_{i,k}^N \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-k}) * \gamma_k + \epsilon_{i,t}$$

In Gleichung (2a) soll getestet werden, ob die aktuelle Veränderung der m²-Transaktionspreis-Indizes, $\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t})$, durch ihre N historischen Veränderungen sowie zusätzlich durch die N historischen Veränderungen der Angebotspreis-Indizes, $\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t})$ erklärt werden können. Sollte sich der Parametervektor δ_k , $k=1, \dots, N$, als Ganzes signifikant von Null unterscheiden, ist von einer Kausalität historischer Angebotspreis-Veränderungen in Bezug auf die aktuelle Veränderung der Transaktionspreise auszugehen. Bei einer stabilen Beziehung (2a) sind damit Angebotspreis-Veränderungen vorlaufende Indikatoren für zukünftige Änderungen von Transaktionspreisen. Ist in Gleichung (2b) der Koeffizientenvektor γ_k , $k=1, \dots, N$, signifikant von Null verschieden, können die historische Veränderungen der Transaktionspreis-Indizes als vorlaufende Indikatoren zukünftiger Änderungen von Angebotspreis-Indizes interpretiert werden. Obwohl aufgrund theoretischer Überlegungen die Wahrscheinlichkeit, dass der Koeffizientenvektor $\delta_k \neq 0$, $k=1, \dots, N$, bei gleichzeitigem Vorliegen von $\gamma_k = 0$, $k=1, \dots, N$, wahrscheinlicher ist als der umgekehrte Fall, kann der letztere (historische Änderungen der Transaktionspreise beeinflussen aktuelle Veränderungen der Angebotspreise) nicht ausgeschlossen werden. Eine wechselseitige Kausalität ist schliesslich gegeben, wenn sowohl $\delta_k \neq 0$, $k=1, \dots, N$, und $\gamma_k \neq 0$, $k=1, \dots, N$, ist.

3.3. Schätzung von Granger-Kausalitätsbeziehungen mittels eines Panel-Datensatzes

Bei den Koeffizienten $\alpha_{i,0}$ und $\beta_{i,0}$ der mit Hilfe eines Panel-Datensatzes zu schätzenden Gleichungen (2a) und (2b) handelt es sich um bezirksspezifische («fixed»)-Effekte, die üblicherweise durch Differenzenbildung eliminiert werden können und damit eine konsistente Schätzung der hauptsächlich interessierenden Parametervektoren δ_k , $k=1, \dots, N$, und γ_k , $k=1, \dots, N$, ermöglichen:

$$(3a) \quad \Delta \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t}) = \sum_{i,k}^N \Delta \Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-k}) * \alpha_k + \sum_{i,k}^N \Delta \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-k}) * \delta_k + \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$$

$$(3b) \quad \Delta \Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t}) = \beta_{i,0} + \sum_{i,k}^N \Delta \Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-k}) * \beta_k + \sum_{i,k}^N \Delta \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-k}) * \gamma_k + \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$$

, wobei $\Delta \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t}) = \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-1}) - \Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-2})$ als erste Ableitung der Preiswachstumsraten («Beschleunigung» bzw. «Verlangsamung» des Wachstums der Transaktionspreis-Indizes) interpretiert werden können. Die Kleinst-Quadrat-Schätzung der Gleichungen (3a) bzw. (3b) führt allerdings zu inkonsistenten Schätzungen der Parametervektoren δ_k , $k=1, \dots, N$, und γ_k , $k=1, \dots, N$. Dies darum, weil der Einbezug der verzögerten abhängigen Variablen in den beiden Gleichungen (3a) bzw. (3b) eine Korrelation zwischen diesen und den Störprozessen $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ erzeugt. Dies führt zu einer Verzerrung der Schätzungen der Koeffizientenvektoren

ren δ_k , $k=1, \dots, N$, und γ_k , $k=1, \dots, N$. Das Problem der Korrelation der verzögerten abhängigen Variablen mit den Störprozessen in (3a) bzw. (3b) kann durch die Verwendung eines Instrumentalvariablen-Schätzers für Paneldaten, u.a. vorgeschlagen von Arellano (2003), entschärft werden. Naheliegende Instrumentalvariablen zur Schätzung von (3a) und (3b) sind die verzögerten abhängigen Variablen. Falls $N=1$, dann wären z.B. in den Gleichungen (3a) bzw. (3b) $\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-2})$ und $\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-2})$ mögliche Instrumente für $\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-1})$ und $\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-1})$, da sie unkorreliert sind mit dem Störprozessen $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ in (3a) bzw. (3b).

4. Empirische Resultate der Granger-Kausalitätstests

Die Resultate der Kausalitätstests im Sinne von Granger sind in der nachfolgenden Tabelle 2 aufgeführt. Es wird ein sogenanntes Panel-VAR-Modell der Gleichungen (2a) und (2b) mit 22 festen Koeffizienten (22 «fixed coefficients», d.h. ein Koeffizient pro Bezirk) mit der Kleinst-Quadrat-Methode geschätzt¹⁰. Die Zahl der verzögerten Variablen (N) variiert von 2 bis zu 6 Quartalen. Zur Überprüfung der Hypothese, ob der m^2 -Angebotspreisindex einen signifikanten Vorlauf hinsichtlich des m^2 -Transaktionspreisindex aufweist, sind die δ_k -Koeffizienten ($k=1, \dots, N$) relevant. Sind diese signifikant von Null verschieden (einzeln oder der δ -Vektor insgesamt), so ist davon auszugehen, dass für die Prognose der Veränderung des Transaktionspreis-Index im aktuellen Quartal nicht nur die historischen Werte dieser Zeitreihe in den vergangenen drei Quartalen von Bedeutung sind, sondern auch die historischen Veränderungen des Angebotspreis-Index. Analog kann argumentiert werden hinsichtlich der Vorlaufeigenschaften des m^2 -Transaktionspreis-Index hinsichtlich des m^2 -Angebotspreisindex, d.h. wenn der γ -Koeffizientenvektor in Gleichung (2b) signifikant ist, kann dieser als Vorlaufindikator in Bezug auf den m^2 -Angebotspreis-Index interpretiert werden.

Abhängige Variable	$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t})^*$			$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t})^*$		
	2	4	6	2	4	6
$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-1})$	-0.61***	-0.64***	-0.64***	0.01	0.02	0.02
$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-2})$	-0.29***	-0.36***	-0.36***	-0.52***	0.04	0.03
$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-3})$	-	-0.15***	-0.17***	-	0.04	0.04
$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-4})$	-	-0.05	-0.10*	-	0.04	0.05
$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-5})$	-	-	-0.09**	-	-	0.03
$\Delta \log(\text{TransaktionPreis}_{i,t-6})$	-	-	-0.07*	-	-	0.04
$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-1})$	0.01	0.04	0.05	0.01	-0.56***	-0.56***
$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-2})$	0.03	0.07	0.09*	-0.23***	-0.31***	-0.31***
$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-3})$	-	0.08	0.10*	-	-0.16***	-0.17***
$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-4})$	-	-0.01	0.04	-	-0.05	-0.07
$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-5})$	-	-	0.07	-	-	-0.02
$\Delta \log(\text{AngebotPreis}_{i,t-6})$	-	-	0.02	-	-	0.00

¹⁰ Durch die Verwendung einer OLS-Schätzfunktion im Rahmen eines Panel-VAR-Modelles kann es zu der in Abschnitt 3.4 thematisierten Korrelation der Störprozesse mit den verzögerten Modellvariablen kommen, was eine inkonsistente Schätzung der Parameterwerte des Panel-VAR-Modelles zu Folge haben kann.

F-Statistik ($\delta_k=0$ bzw. $\gamma_k=0$)	8.77***	34.72***	33.95***	3.59**	13.05**	10.57***
Kritischer Wert (p-Wert: 0.01)	4.62	3.34	2.82	4.62	3.34	2.82
* Die Koeffizienten und deren Standardfehler wurden mit der Funktion «pvar» des Statistik-Programmpaketes «R» berechnet.						

Tabelle 2: Granger-Kausalitätstest der Überprüfung der Vorlaufeigenschaften der m²-Angebotspreis-Indizes hinsichtlich der m²-Transaktionspreis-Indizes (Gleichung 2a, Spalten 2-4) bzw. hinsichtlich der Vorlaufeigenschaften der m²-Transaktionspreis-Indizes auf die m²-Angebotspreis-Indizes (Gleichung 2b, Spalten 5-7). Quelle: Meta-Sys, SRED, eigene Berechnungen

Als wichtiges Resultat der in Tabelle 2 aufgeführten drei Modellvarianten (Einbezug von zwei bis zu sechs Quartale verzögerte Modellvariablen) ist festzuhalten, dass bei der Modellvariante mit sechs verzögerten Variablen die Veränderung des Transaktionspreis-Index' zusätzlich zu den sechs signifikanten Koeffizienten α_k , $k=1, \dots, 6$, auch zwei signifikante Koeffizienten δ_k aufweist ($k=2,3$). Die auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant positiven Werte $\delta_2 = 0.09$ bzw. $\delta_3 = 0.10$ bedeuten, dass eine überdurchschnittliche Zunahme des m²-Angebotspreis-Index', um zwei bzw. drei Quartale verzögert, die Veränderung des Transaktionspreis-Index' in der aktuellen Periode signifikant erhöht. Erwähnenswert ist zudem die Tatsache, dass die Veränderungen der Transaktionspreis-Indizes in der Untersuchungsperiode ein sehr ausgeprägtes Momentum aufweisen, d.h. bis zu um sechs Quartale verzögerte historische Werte der Transaktionspreis-Indizes sind signifikant in bezug auf die aktuelle Veränderung dieser Zeitreihe. Wird die Signifikanz der Parametervektoren δ_k , $k=1, \dots, N$, bzw. γ_k , $k=1, \dots, N$ insgesamt hinsichtlich der aktuellen Veränderung des Transaktions- bzw. des Angebotspreisindex' betrachtet, so sind beide Parametervektoren mindestens auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant hinsichtlich dieser beiden Größen. Dieser Befund kann als wechselseitige Kausalität des Angebots- in Bezug auf den Transaktionspreis-Index und umgekehrt interpretiert werden. Die leicht unterschiedlichen Schlussfolgerungen, die sich in Bezug auf die zeitliche Beziehung zwischen dem Angebots- und Transaktionspreis-Index ergeben, wenn die Signifikanz einzelner Koeffizienten der Vektoren δ und γ oder diejenige der entsprechenden Koeffizientenvektoren insgesamt in Betracht gezogen werden, kann durch die hohe Korrelation der verzögerten Werte der Veränderungen der Transaktions- bzw. Angebotspreis-Indizes untereinander erklärt werden. Ist diese hoch, wie im vorliegenden Fall, so ist Signifikanz der Koeffizientenvektoren δ und γ insgesamt massgebend, d.h. es ist von einer wechselseitigen Kausalität auszugehen.

4. Zusammenfassung

Ausgehend von den Untersuchungen von Ardila et al. (2021) soll in dieser Studie die zeitliche Beziehungen zwischen den m²-Angebotspreisen von auf Online-Immobilienportalen ausgeschriebenen Eigentumswohnungen und den entsprechenden m²-Transaktionspreisen dieser Objekte auf Bezirksebene untersucht werden. Ausgangspunkt der Analyse bildet ein ausbalanciertes Panel, d.h. ein vollständiger Datenbestand von Quer- und Längsschnitt-Eigentumswohnungspreisen pro m²-

Wohnfläche der Periode 2010 Q1 – 2024 Q1, wobei insgesamt 22 umsatzstarke Bezirke der Kantone Zürich und Bern ausgewertet werden. In einem ersten Schritt wird mit Hilfe von sogenannten Panel-Kointegrationstests untersucht, ob die m^2 -Angebots- und m^2 -Transaktionspreis-Indizes langfristig einen identischen (zufälligen) Trend aufweisen. Diese Hypothese kann für alle untersuchten 22 Bezirke nicht verworfen werden, sowohl für die einzelnen Bezirke als auch für die Gesamtheit aller analysierten 22 Bezirke. In einem zweiten Schritt werden mittels Granger-Kausalitätstests die kurz- bis mittelfristigen zeitlichen Beziehungen zwischen den m^2 -Angebots- und den m^2 -Transaktionspreisen auf Bezirksebene analysiert. Im Gegensatz zur Studie von Ardila et al. (2021), die keine signifikante Kausalitätsbeziehung im Sinne Granges zwischen den Angebots- und Transaktionspreisen feststellten, wird in der vorliegenden Analyse eine auf dem 10 Prozent-Niveau signifikante und positive Kausalitätsbeziehung der m^2 -Angebotspreis-Indizes hinsichtlich der m^2 -Transaktionspreis-Indizes festgestellt. Dies impliziert, dass die um mindestens ein halbes Jahr verzögerten Veränderungen der m^2 -Angebotspreis-Indizes in der Untersuchungsperiode zur Prognose der entsprechenden m^2 -Transaktionspreis-Indizes eingesetzt werden können. Wird statt der Signifikanz einzelner Koeffizienten die Signifikanz der Koeffizientenvektoren δ_k , $k=1, \dots, N$, bzw. γ_k , $k=1, \dots, N$, als Ganzes beurteilt, so erweisen sich beide Koeffizientenvektoren im Untersuchungszeitraum als hochsignifikant. Dies lässt auf eine wechselseitige (d.h. bi-direktionale) Kausalitätsbeziehung zwischen den Indizes der Transaktions- und Angebotspreis-Indizes schliessen. Das bedeutet, dass beispielsweise das durch einen Nachfrageschock ausgelöste beschleunigte Wachstum des Transaktionspreis-Index' sich positiv auf das Wachstum des Angebotspreis-Index' auswirkt. Dieses beschleunigte Angebotspreis-Wachstum hat wiederum einen Rückkoppelungs-Effekt auf das Wachstum des Transaktionspreis-Index'. Diese Rückkoppelungseffekte können damit das Entstehen von (lokalen) Immobilienpreis-Blasen begünstigen.

Literaturverzeichnis

- Ardila, A., Ahmed, A., & Sornette, D. (2021). Comparing Ask and Transaktion Prices in the Swiss Housing Market. *Quantitative Finance and Economics*, S. 67-93.
- Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. Oxford University Press.
- Dinkel, M., & B., K. (Februar 2012). Angebots- und Transaktionspreise von selbstgenutztem Wohneigentum im ländlichen Raum. *Zeitschrift für Immobilienökonomie*, S. 6-24.
- Fleury, M. (2019). Das Verhältnis von Angebots- und Transaktionspreisen am Schweizer Mietwohnungsmarkt. *Swiss Journal of Real Estate*, S. 36-42.
- Granger, C. W. (2004). Time Series Analysis, Cointegration, and Applications. *American Economic Review* 94, 421-435.
- Pedroni, P. (1997). *Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Bloomington: Indiana University.