

Praxisorientierte Forschungsprojekte im Master-Studium

Schlussbericht

Immobilientransaktionen und Preisentwicklung



Schule

Studiengang

Autoren

Ort, Datum

Hochschule Luzern - Wirtschaft

Master of Science in Banking & Finance

Patrick Salm

Fabio Semadeni

Zug, 12. Januar 2015

Praxisorientierte Forschungsprojekte im Master-Studium

Schlussbericht

Immobilientransaktionen und Preisentwicklung

Autoren

Fabio Semadeni
Länggassstrasse 40
3012 Bern
Tel.: 079 703 39 09
E-Mail: fabio.semadeni@stud.hslu.ch

Patrick Salm
Alte Landstrasse 16
8802 Kilchberg
Tel.: 076 383 34 34
E-Mail: patrick.salm@stud.hslu.ch

Schule

Hochschule Luzern - Wirtschaft

Studiengang

Master of Science in Banking & Finance

Modul

Praxisorientierte Forschungsprojekte im Master-Studium

Modulleitung

Prof. Dr. Andreas Dietrich

Betreuende Dozenten

Prof. Dr. John Davidson

Prof. Dr. Peter Ilg

Adresse

Institut für Finanzdienstleistungen Zug IFZ

Grafenauweg 10

Postfach 4332

6304 Zug

Ort, Datum

Zug, 12. Januar 2015

Management Summary

Die Anzahl Eigenheimtransaktionen hat in der Schweiz in Zentrumslagen abgenommen. Dabei deuten weniger Transaktionen auf eine Beruhigung im angespannten Wohneigentumsmarkt hin. Vor dem Hintergrund einer möglichen Marktübertreibung untersucht die vorliegende Arbeit den Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Preisentwicklung für Eigentumswohnungen und Einfamilienhäusern in der Schweiz. Es werden die folgenden Fragestellungen untersucht und beantwortet:

- Welchen Einfluss haben die Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise in der Schweiz?
- Welche regionalen Unterschiede sind erkennbar?
- Welche Unterschiede bezüglich Segmente (z.B. Preissegment) sind erkennbar?
- Welche internationalen Untersuchungen gibt es bereits in diesem Bereich?

Die Beantwortung dieser vier Fragestellungen geschieht in mehreren Schritten. Der **erste Arbeitsschritt** besteht aus einer gezielten Literaturrecherche, welche einerseits Informationen zur bisherigen Entwicklung der Eigenheimpreise in der Schweiz und andererseits einen möglichen Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Immobilienpreise im internationalen Kontext liefert. Des Weiteren werden verschiedene Analysemethoden betrachtet, wobei die geeignete Methode in der vorliegenden Arbeit Anwendung findet. In einem **zweiten Schritt** werden Datenreihen zu den einzelnen makroökonomischen Variablen gesucht sowie deren Eigenschaften beschrieben. In einem **dritten Schritt** folgt die Modellbildung mit Hilfe der Zeitreihenanalyse, welche zuerst nur den Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise untersucht. Im gleichen Kapitel folgt die Bewertung der berechneten Modelle. In einem **vierten Schritt** folgt das gleiche Vorgehen unter Verwendung weiterer Variablen. In einem **fünfte Arbeitsschritt** wird nicht der gesamte Wohneigentumsmarkt in der Schweiz untersucht, sondern lediglich ausgewählte Regionen und Segmente. Danach folgt eine übersichtliche Darstellung aller Einflussfaktoren auf die jeweilige abhängige Variable sowie einer abschliessenden Interpretation der Resultate. Schliesslich werden im Fazit die gestellten Fragestellungen beantwortet.

In der untersuchten Fachliteratur im **ersten Arbeitsschritt** werden zahlreiche Variablen genannt, denen ein Einfluss auf die Eigenheimpreise zugeschrieben wird. Da jedoch nicht für alle Variablen geeignete Datenreihen zur Verfügung stehen, beschränken sich die Autoren auf einige ausgewählte Variablen. Für die abhängige Variable – die Preisentwicklung – wird

die logarithmische Differenz verwendet. Ebenso zahlreich wie die Variablen sind in der Fachliteratur die Methoden, mit welchen die Analysen durchgeführt werden können. Die Autoren wenden für jedes Modell zuerst die Stepwise-Regression an, bei welcher der Einfluss von mehreren erklärenden Variablen auf die Zielvariable mit einem möglichst hohen Erklärungsgehalt untersucht wird. Dies bedeutet, dass das Modell nacheinander Inputfaktoren auf deren Beitrag zum Erklärungsgehalt untersucht und nur diejenigen Variablen im Modell behält, die den Erklärungsgehalt erhöhen. Dies wird solange wiederholt, bis keine Variable mehr hinzugefügt werden kann. Danach wird mit dem manuellen Verfahren versucht, das Modell nochmals zu verbessern.

Die Parametrisierung des Modells gehört zum **zweiten Arbeitsschritt** und erfolgt zwischen 2000 und 2014 auf Quartalsbasis. Die Analyse bezüglich Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigentumswohnungs- und Einfamilienhauspreisentwicklung wird auf den Zeitraum zwischen 2007 und 2014 eingeschränkt.

Voraussetzungen für eine Regression sind stationäre Zeitreihen und ein Fehlen von autokorrelierten Residuen. Da nicht alle Variablen diese Voraussetzungen erfüllen, werden sie nicht in den entsprechenden Regressionen berücksichtigt. Im Management Summary nicht detailliert auf die beiden Regressionsmethoden eingegangen (dritter und vierter Arbeitsschritt), sondern es folgt direkt der **fünfte Arbeitsschritt**: der Vergleich der Ergebnisse aus beiden Methoden.

Insgesamt wurden 6 Modelle zur Analyse der Anzahl Transaktionen und 2 Modelle zur Analyse von makroökonomischen Variablen erstellt. In der geprüften Fachliteratur wird zahlreichen Variablen einen Einfluss auf die Preisentwicklung zugeschrieben, daher haben sich die Autoren auf die meistgenannten Variablen beschränkt. Da nicht für alle Variablen eine geeignete Datenreihe gefunden werden konnte und zudem nicht alle Reihen die Voraussetzungen der Zeitreihenanalyse erfüllten, wurden die Regressionen mit den folgenden Variablen durchgeführt:

Für die Parametrisierung der Modelle wurde der Zeitraum zwischen 2000 und 2014 auf Quartalsbasis gewählt. Bei der Analyse der Anzahl Transaktionen wurde der Zeitraum zwischen 2007 und 2014 eingeschränkt, da die Anzahl finanziertter Objekte nach 2006 signifikant zurückgegangen ist.

Für alle vergleichbare Modelle, welche nur die Anzahl Transaktionen als unabhängige Variable beinhalteten, konnte ein statistisch signifikanter positiver Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise festgestellt werden. Die Werte belaufen sich je nach Modell zwischen 5% und 12% was wie folgt interpretiert werden kann: Steigt die Anzahl der Transaktionen um eine Einheit, so steigt der Eigenheimpreis zwischen 5% und 12%. Da jeweils die logarithmische Differenz zwischen zwei Quartalen berechnet wird, bedeutet die Erhöhung um eine Einheit, dass sich die Anzahl um 100% erhöhen muss, damit der beschriebene Effekt eintritt. Einfacher ausgedrückt: Steigen die Anzahl Transaktionen, so steigen auch die Preise. Die Erhöhung der Anzahl Transaktionen hat somit einen positiven Einfluss auf die Rendite.

Inhaltsverzeichnis

Management Summary	I
Inhaltsverzeichnis	IV
Abbildungs- und Tabellenverzeichnis	V
1 Einleitung	1
2 Methodisches Vorgehen	2
2.1 Gütekriterien der quantitativen Forschung.....	2
2.2 Forschungsaufbau	4
3 Grundlagen zur Analyse der Immobilienpreise	5
3.1 Datenpool SRED	5
3.2 Mögliche Einflussfaktoren auf Eigenheimpreise.....	8
3.3 Modellauswahl für die Analyse der Eigenheimpreise	12
3.4 Internationale Untersuchung zum Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise	16
3.5 Vertiefung zur Methodik der schrittweisen Regression.....	18
4 Datenanalyse und Modellbildung	19
4.1 Beschreibung des verwendeten Datenmaterials.....	19
4.2 Methodik der Zeitreihenanalyse	23
4.3 Modellbildung anhand der Anzahl Transaktionen.....	24
4.3.1 Modellidentifikation und -spezifikation.....	24
4.3.2 Parameter- und Modellschätzung	35
4.3.2.1 Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die EGTW-Rendite	35
4.3.2.2 Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die EFH-Rendite.....	37
4.3.3 Diagnose zum Modell.....	38
4.4 Modellierung mittels makroökonomischen Variablen	40
4.4.1 Modellschätzung der EGTW-Rendite.....	42
4.4.2 Modellschätzung der EFH-Rendite	44
4.4.3 Diagnose der makroökonomischen Modelle	45
4.5 Weitere Analysen und abschliessende Interpretation	45
5 Fazit	49
Literaturverzeichnis	VI

Abbildungs- und Tabellenverzeichnis

Abb. 1: Datenanalyse (Universität Zürich (a), online)	23
Abb. 2: Phasen der Modellbildung (Box-Jenkins, 1970/1994, in: Schwarz (c), 2012, Folie 35)	24
Abb. 3: Quartalsweise Entwicklung der Durchschnittspreise (li.) und Anzahl Transaktionen (re.) für Eigentumswohnungen gemäss SRED	25
Abb. 4: Quartalsweise Entwicklung der Durchschnittspreise (li.) und Anzahl Transaktionen (re.) für Einfamilienhäuser gemäss SRED	25
Abb. 5: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe für Eigentumswohnungen	27
Abb. 6: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe für Einfamilienhäuser	27
Abb. 7: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe mit Lag 4 (Quartalsdaten) für die Preisentwicklung der EGW	28
Abb. 8: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe mit Lag 4 (Quartalsdaten) für die Preisentwicklung der EFH	29
Abb. 9: Korrelogramm der nivellierten EGW-Renditen bis Lag 24	30
Abb. 10: Korrelogramm der nivellierten EFH-Renditen bis Lag 24	31
Abb. 11: Augmented Dickey-Fuller-Test für die nivellierte EGW-Rendite, beurteilt mit dem AIC	32
Abb. 12: Augmented Dickey-Fuller-Test für die nivellierte EFH-Rendite, beurteilt mit dem AIC	33
Abb. 13: Lagged Scatterplot der nivellierten EGW-Rendite	34
Abb. 14: Lagged Scatterplot der nivellierten EFH-Rendite	34
Abb. 15: Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die nivellierte EGW-Rendite	35
Abb. 16: Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die nivellierte EGW-Rendite mit den nicht signifikanten Quartalsvariablen	37
Abb. 17: Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die nivellierte EFH-Rendite	37
Abb. 18: Korrelogramm der quadrierten Residuen des EGW-Modells	39
Abb. 19: Korrelogramm der quadrierten Residuen des EFH-Modells	39
Abb. 20: Einfluss der makroökonomischen Variablen auf die nivellierte EGW-Rendite	42
Abb. 21: Einfluss der makroökonomischen Variablen auf die nivellierte EFH-Rendite	44
Abb. 22: SRED-Analyseregionen (SRED - Swiss Real Estate Datapool. (2014) (b), S. 10)	46
Tab. 1: Aufbau der Forschungsarbeit	4
Tab. 2: Vor- und Nachteile der schrittweisen Regression	18
Tab. 3: Übersicht der Testwerte zur Stationarität und zur Autokorrelation der Residuen bei den unabhängigen Variablen	41
Tab. 4: Vergleich der errechneten Koeffizienten für die EGW Modelle	47
Tab. 5: Vergleich der errechneten Koeffizienten für die EFH Modelle	48

1 Einleitung

Die Anzahl Eigenheimtransaktionen hat in der Schweiz in Zentrumslagen abgenommen. Da die Bautätigkeit in der ganzen Schweiz nach wie vor hoch ist, kann davon ausgegangen werden, dass die abnehmende Anzahl Transaktionen nicht auf eine Angebotsverknappung, sondern – je nach Region – auf einen momentanen oder stetigen Nachfragerückgang zurückzuführen ist. Hält diese Situation an, werden Anbieter mit der Zeit bereit sein, ihre Preisvorstellungen nach unten anzupassen, um ihre Eigenheime verkaufen zu können. Ob und mit welchem Zeitverzug und mit welcher Wirkungsstärke dies auf den Eigenheimmärkten tatsächlich eintrifft, ist noch nicht abschliessend untersucht.

Daneben gibt es in der Schweiz Datenbanken, in denen seit vielen Jahren alle Immobilientransaktionen, die von den Banken Credit Suisse, UBS und Zürcher Kantonalbank finanziert werden, anonymisiert festgehalten werden. Zu jeder Transaktion und der dahinter stehenden Liegenschaft werden verschiedene Merkmale wie Transaktionsdatum, Preis, Lage, Qualität oder Art der Liegenschaft festgehalten. Es ist jedoch nicht klar, ob und wenn ja welchen Einfluss die Anzahl Transaktionen und allfällige weitere Merkmale auf die Immobilienpreise haben.

Das Ziel der Seminararbeit ist die Erstellung statistischer Analysen zu den Eigenheimtransaktionen und deren Einfluss auf die Eigenheimpreise am Beispiel der Daten von „Swiss Real Estate Datapool“ (nachfolgend SRED genannt) in Bezug auf den Schweizer Eigenheimmarkt. Dabei soll die Arbeit so gestaltet werden, dass daraus ein Artikel in einer Fachzeitschrift wie dem Swiss Real Estate Journal erstellt werden kann.

Aus den vorgenannten Zielen ergeben sich folgende Forschungsfragen:

- Welchen Einfluss haben die Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise in der Schweiz?
 1. Welche regionalen Unterschiede sind erkennbar?
 2. Welche Unterschiede bezüglich Segmente (z.B. Preissegment) sind erkennbar?
- Welche internationalen Untersuchungen gibt es bereits in diesem Bereich?

Aus den oben genannten Forschungsfragen werden nachfolgende Hypothesen abgeleitet:

1. Zuerst stellen die Autoren die Hypothese auf, dass die Anzahl Immobilientransaktionen einen positiven Einfluss auf die Immobilienpreise hat.

2. Weiter gehen die Autoren davon aus, dass es Regionen in der Schweiz gibt, in welchen die Verkäufer mehr Macht besitzen und den Kaufpreis besser durchsetzen können. Dies sind Regionen in Zentrumslagen wie Zürich.
3. Zudem vermuten die Autoren, dass bei einer Segmentierung nach Beschaffenheit der Immobilien (z.B. Preissegment) der Zusammenhang zwischen Volumen und Preis stärker oder schwächer ausgeprägt ist.
4. Die Autoren stellen auch die Hypothese auf, dass eine negative Korrelation zwischen dem Obligationen- /Aktienmarkt und den Immobilienpreisen besteht.

Um die gestellten Forschungsfragen zu beantworten, nehmen die Autoren der vorliegenden Arbeit einige Eingrenzungen vor. So konzentrieren sich die quantitativen Analysen auf Eigentumswohnungen und Einfamilienhäuser in der Schweiz und schliessen damit Immobilien zu Büro- und Gewerbebezwecken sowie Mietwohnungen explizit aus. Entsprechend dieser Abgrenzung werden auch Immobilienanlagen zu Spekulationszwecken nicht in die Analyse einbezogen. Für die qualitative Untersuchung wird ein internationaler Bezug hergestellt und es werden auch Journals und Papers aus dem angelsächsischen Raum ausgewertet. Die Autoren haben für ein anderes Forschungsprojekt bereits Einflussfaktoren auf die Immobilienpreisentwicklung in der Schweiz beleuchtet und stützen sich insbesondere für die Literaturrecherche und bei der Beschreibung des zu verwendenden Datenmaterials zu einem Teil auf diese Arbeit ab.

2 Methodisches Vorgehen

In den kommenden Abschnitten wird die gewählte Methodik zur Beantwortung der Forschungsfragen erläutert. Zu Beginn werden die Hauptgütekriterien der quantitativen Forschung erklärt, welchen diese Arbeit zu genügen hat. Anschliessend wird das methodische Vorgehen mit Hilfe der wichtigsten Forschungsschritte präsentiert.

2.1 Gütekriterien der quantitativen Forschung

Ein Gütekriterium misst die Qualität der erhobenen Daten und Ergebnisse aus Analysen im Rahmen einer wissenschaftlichen Arbeit. Dieses Kriterium ist aus verschiedenen Gründen notwendig: Einerseits zur Legitimation der wissenschaftlichen Arbeit und zur Abgrenzung vom Alltagswissen, andererseits soll damit eine genügend tiefe Einarbeitung in die Thematik sichergestellt werden. Die drei wichtigsten Gütekriterien der quantitativen Forschung lauten

Objektivität, Reliabilität und Validität (Berger, 2010, S. 153). Diese Kriterien sowie ihre Umsetzung in der vorliegenden Arbeit werden in den folgenden drei Abschnitten jeweils kurz erklärt.

- Das Kriterium der **Objektivität** ist erfüllt, wenn die erhobenen Daten und die Ergebnisse der Arbeit nicht von der forschenden Person beeinflusst sind. Dabei gilt es drei Arten von Objektivität zu unterscheiden: Die Durchführungs-, die Auswertungs- sowie die Interpretationsobjektivität. Erstere wird in der vorliegenden Arbeit insofern sichergestellt, als dass alle für die Analysen notwendigen Annahmen detailliert dokumentiert werden. Nur so wird eine Gewichtung der erzielten Ergebnisse im Forschungskontext möglich. Indem die jeweiligen Arbeitsschritte in der Gruppe ausgewertet und die Ergebnisse kritisch diskutiert werden, wird eine möglichst objektive Auswertung und Interpretation gewährleistet.
- Die **Reliabilität** beschreibt die Zuverlässigkeit einer Messmethode. Dies bedeutet, dass bei einer Wiederholung eines methodischen Vorgehens mit unveränderten Daten die gleichen Ergebnisse entstehen müssen wie bei den vorangehenden Durchführungen. Die in dieser Arbeit getätigten quantitativen Analysen werden zuerst mit Microsoft Excel vorbereitet und anschliessend mit etablierten Statistikprogrammen wie IBM SPSS Statistics 20 oder EViews7 durchgeführt, wodurch die Reliabilität der verwendeten Methoden sichergestellt werden kann.
- Mit der **Validität** wird die Gültigkeit einer Messung beurteilt. In der vorliegenden Arbeit sind vor allem die interne sowie die externe Validität von Bedeutung. Die interne Validität wird durch eine kritische Prüfung des jeweiligen Regressionsmodells sichergestellt, die allfällige Mängel aufdecken soll. Bei der Verwendung einer Regression können gewisse Störeffekte nie komplett ausgeschlossen werden, wodurch eine exakte Modelldiagnose umso wichtiger ist. Die äussere Validität (Möglichkeit zur Verallgemeinerung) ist bei der vorliegenden Arbeit nur beschränkt möglich. Da lediglich die Hypothekarkredit-Finanzierungen der CS, UBS und Zürcher Kantonalbank untersucht werden und diese lediglich einen Drittel aller Immobilientransaktionen ausmachen, ist eine Verallgemeinerung auf alle privat gehaltenen Immobilien oder gar den gesamten Immobilienbestand der Schweiz nur beschränkt möglich und mit Vorsicht zu geniessen. Des Weiteren sind die in der Einleitung genannten Einschränkungen zu beachten.

Obwohl in der obigen Erläuterung zu den Hauptgütekriterien bereits erste Hinweise zum Vorgehen der Autoren enthalten sind, folgt im nächsten Unterkapitel eine strukturierte Darstellung des exakten Forschungsaufbaus.

2.2 Forschungsaufbau

Die Forschungsfragen der vorliegenden Arbeit sollen in mehreren Schritten untersucht und beantwortet werden. Die genaue Abfolge dieser Arbeitsschritte sowie deren Ergebnisse werden in Tabelle 1 dargelegt. Wie in der dritten Spalte dieser Tabelle (Kapitel) zu erkennen ist, orientiert sich die vorliegende Arbeit in groben Zügen an diesen Arbeitsschritten.

Tab. 1: Aufbau der Forschungsarbeit.

Arbeitsschritte	Ergebnisse der jeweiligen Arbeitsschritte	Kapitel
1. Aufarbeitung des Wissensstandes mittels Literaturrecherche	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Informationen zum Datenpool Swiss Real Estate Data ▪ Informationen zur Entwicklung der Eigenheimpreise in der Schweiz ▪ Qualitative Untersuchung im internationalen Vergleich ▪ Ableitung der relevanten Variablen ▪ Vergleich und Begründung der gewählten Analysemethode 	3
2. Beschreibung des verwendeten Datenmaterials:	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Detaillierte Information zu den verwendeten Datenreihen ▪ Hintergrund für die Interpretation der Analyseergebnisse 	4.1
3. Methodik der Zeitreihenanalyse	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Vertiefung der gewählten Methodik 	4.2
4. Modellbildung anhand der Anzahl Transaktionen <ul style="list-style-type: none"> ▪ Modellidentifikation und -spezifikation ▪ Modellschätzung ▪ Modelldiagnose 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Modellierung der Eigenheimpreise ▪ Modellierung der unabhängigen Variable (Anzahl der Transaktionen) ▪ Schätzung der Parameter mit Hilfe der multiplen Regression ▪ Untersuchung der Modellgüte 	4.3
5. Modellierung mittels makroökonomischen Variablen <ul style="list-style-type: none"> ▪ Modellschätzung EGTW- und EFH-Rendite ▪ Modelldiagnose 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Modellierung der Eigenheimpreise ▪ Modellierung der makroökonomischen Variablen ▪ Schätzung der Parameter mit Hilfe der multiplen Regression ▪ Untersuchung der Modellgüte 	4.4
6. Weitere Analysen und abschliessende Interpretation	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Analyse der regionalen Unterschiede und segmentspezifischen Abweichungen ▪ Abschliessende Interpretation der Resultate der Modelle 	4.5
7. Fazit	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Beantwortung der Forschungsfragen 	5

3 Grundlagen zur Analyse der Immobilienpreise

Im vorliegenden Kapitel wird die Basis der Seminararbeit erläutert. Zuerst wird die Untersuchung der vorhandenen Daten erläutert. Danach werden mögliche Einflussfaktoren sowie die Wahl einer geeigneten statistischen Methode begründet. Am Schluss dieses Kapitels werden die gewählte Methode sowie ihre Vor- und Nachteile näher beleuchtet.

3.1 Datenpool SRED

Im vorliegenden Kapitel wird die Analyse des Datenmaterials thematisiert. Anhand des Datenpool von SRED (Swiss Real Estate Data) welcher um die 118'000 Datensätze zu Eigentumswohnungs- und 93'000 Datensätze zu Einfamilienhausverkäufen umfasst, sollen die unter Punkt 4 beschriebenen Forschungsfragen untersucht werden. Dabei werden Einfamilienhäuser (in der Folge EFH genannt) und Eigentumswohnungen (nachfolgend mit EGTW abgekürzt) getrennt analysiert. Jeder Datensatz umfasst, neben dem Verkaufspreis, mehr als 20 Attribute, wie zum Beispiel den Standort der Objekte, die Beurteilung der Mikrolage oder die Anzahl Nasszellen. Eine detaillierte Auflistung aller Merkmale erfolgt im Anschluss an diesen Abschnitt. Die Daten stammen aus den Hypothekarkredit-Finanzierungen der CS, UBS und Zürcher Kantonalbank und umfassen die Zeit vom 1. Quartal 2000 bis und mit dem 3. Quartal 2014. Institute, die Hypothekarkredite gewähren und ihre Daten in den Pool einliefern, erhalten eine Aufwandentschädigung. Das Datensample umfasst rund 35% aller Transaktionen von Privatpersonen mit Eigentumswohnungs- und Einfamilienhausverkäufen in der Schweiz. Die Angaben zum Verkaufszeitpunkt der einzelnen Transaktionen liegen gruppiert nach Quartal vor. Pro Quartal sind rund 1'500 Datensätze zu EFH-Transaktionen sowie 2'000 Datensätze zu EGTW-Transaktionen vorhanden.

Für das praxisorientierte Forschungsprojekt werden die Daten aufgrund der Sicherheitsanforderungen der Banken direkt beim SRED in Zürich durch die Autoren ausgewertet.

Nachfolgende Merkmale sind im Datensample des SRED vorhanden und können für die Analysen verwendet werden:

- Objektart (EFH, EGTW)
- Baujahr
- EFH-Art (Freistehend oder Zusammengebaut)
- Postleitzahl
- Ort
- Gemeinde
- Bezirk
- Kanton
- MS-Region (106 Regionen)
- Gemeindetyp (9 Typen: Agrar-gemischte Gemeinden, Agrarische Gemeinden, Einkommensstarke Gemeinden, Industrielle und Tertiäre Gemeinden, ländliche Pendlergemeinden, Periurbane Gemeinden, Suburbane Gemeinden, Touristische Gemeinden, Zentren)
- Verkaufszeitpunkt (auf Jahr und Quartal genau)
- Kaufpreis
- Grundstückfläche (nur EFH)
- Kubatur (nur EFH, nach SIA oder GVA)
- Nettowohnfläche (nur EGTW)
- Anzahl Zimmer
- Anzahl Nasszellen
- Anzahl Garagenplätze
- Mikrolage (4 Ausprägungen: Schlecht, Durchschnittlich, Gut, Sehr gut)
- Gebäudequalität (4 Ausprägungen: Schlecht, Durchschnittlich, Gut, Sehr gut)
- Gebäudezustand (4 Ausprägungen: Schlecht, Intakt, Saniert, Neuwertig)
- Domizilart (Erst- oder Zweitdomizil)

Neben den oben erwähnten Merkmalen, welche für die Bestimmung der Eigenheimpreise relevant sein können, erfolgt eine Aufstellung möglicher weiterer Einflussvariablen auf die Zielvariable Eigenheimpreis (Einfamilienhäuser und Eigentumswohnungen). Diese Variablen wurden entweder im Projektauftrag genannt oder haben sich anlässlich der ersten Gespräche mit den betreuenden Dozenten aus dem Gesprächsverlauf ergeben:

- Anzahl Transaktionen (in der Hauptsache zu untersuchende Einflussvariable)
- Zinsniveau
- Bautätigkeit
- Immobilienpreisindex
- (Negative) Korrelation zu Aktienmarkt
- Inflation
- Arbeitslosigkeit (Einfluss auf Nachfrage von Immobilien)
- Individualisierungstrend
- Regulatorische Eingriffe: Antizyklischer Kapitalpuffer / Einschränkung der Vorbezüge aus der Pensionskasse (Dummy-Variable)
- Weitere Variablen zu Abstimmungen und regulatorischen Eingriffen im Immobilienbereich

Ausser der Anzahl Transaktionen und dem Individualisierungstrend aufgrund der Wohn- oder Grundstückfläche sind alle weiteren Variablen nicht im Datensample von SRED enthalten und müssen von externen Datenquellen bezogen werden. Da die meisten dieser Daten makroökonomischen Ursprung haben, sollten diese beim Bundesamt für Statistik (BFS) bezogen werden können. Es könnte sich allerdings das Problem stellen, dass einige dieser Daten nur jahresweise und nicht quartalsweise verfügbar sind.

Obiger Auflistung zu möglichen Einflussvariablen auf die Eigenheimpreise folgend erfolgt nun im nächsten Kapitel eine Literaturrecherche. Sie soll im Allgemeinen aufzeigen, wo sich der aktuelle Stand der Forschung zu diesem Thema befindet. Im Konkreten soll die Recherche insbesondere aufzeigen, welchen Variablen ein Einfluss auf die Eigenheimpreise nachgewiesen werden konnte und wie sich dieser Einfluss gestaltet.

3.2 Mögliche Einflussfaktoren auf Eigenheimpreise

In der Literatur werden zahlreiche Einflussfaktoren für die Bildung der Eigenheimpreise verantwortlich gemacht. Diese Indikatoren werden thematisiert, da sie anschliessend auch im Modell zur Anwendung kommen, wobei die **Anzahl Transaktionen** aufgrund des Projektauftrags als gegeben zu betrachten ist.

Vorderhand kann festgehalten werden, dass sich die Literatur zur Bestimmung von Eigenheimpreisen in Bezug auf die gewählten Variablen stark überschneidet. Nichtsdestotrotz gibt es Faktoren, welche nur von ausgewählten Autorinnen und Autoren genannt werden. Praktisch in allen analysierten Quellen wird dem **Zinsniveau** ein Einfluss auf die Immobiliennachfrage zugeschrieben. Daher ist es wichtig, das Zinsniveau in das Modell der vorliegenden Arbeit einzubeziehen. Trotz seiner starken Verbreitung in der Literatur gibt es grosse Unterschiede hinsichtlich der Tiefe der thematischen Auseinandersetzung. Während zum Beispiel in Medien wie dem Tagesanzeiger (Merkt, 2012, online) lediglich von einem tiefen Zinsniveau gesprochen wird, werden in anderen Quellen die Hintergründe der Zinseinflüsse sowie die Einflusskette der Zinsen auf Immobilien mitberücksichtigt. So beobachtete beispielsweise Staffelbach (2011, online), dass die Liquidität des Schweizer Geldmarktes – bestimmt durch die Geldpolitik der SNB – einen Einfluss auf die Höhe des Zinsniveaus hat. Barnetta & Gerber (2011, S. 55) halten zudem fest, dass das Zinsniveau nicht nur von der Liquidität, sondern auch vom Wettbewerb unter den Hypothekaranbietern beeinflusst wird. Dem gegenüber ist beim Global Research der Credit Suisse die Rede von einem sogenannt indirekten Einfluss der Zinsen auf die Immobilienpreise (2013, S. 4). Der Einfluss wird als indirekt bezeichnet, da der Referenzzinssatz der SNB einen Einfluss auf die Hypothekarzinsen der Banken hat und somit über die Finanzierungskosten die Nachfrage nach Wohneigentum beeinflusst. Eine weitere Differenzierung findet bei Borgy, Clerc & Renne (2011, S. 13) statt: Sie unterscheiden zwischen nominalem und realem Zinssatz sowie den Zinsaufschlägen der Finanzinstitute. Für die vorliegende Arbeit wird neben dem Hypothekarzins auch der Libor-Zins untersucht.

Ein oft genannter Einflussfaktor ist überdies die **Bevölkerungsentwicklung**. Während bei Credit Suisse Global Research (2013, S. 11) wie auch bei Barnetta & Gerber (2011, S. 55) der Faktor Zuwanderung als Indikator für die Bevölkerungsentwicklung genannt wird, bezeichnet Hausmann (2010, S. 24) die geburtenstarken Jahrgänge als Grund für die steigenden Bevölkerungszahlen in der Schweiz. Aus diesen Gründen wird die Variable Bevölkerungsentwicklung in die Analyse dieser Arbeit einbezogen. Als Mass dienen der Wanderungssaldo und die Geburtenrate pro Quartal.

Der Indikator **Bautätigkeit** wird zwar nicht flächendeckend in den Literaturquellen genannt, ist jedoch einer der wenigen Faktoren, der einen Einfluss auf das Angebot an Immobilien hat. Faktoren wie Zinsniveau und Arbeitslosigkeit hingegen beeinflussen vorwiegend die Immobiliennachfrage. Aus diesem Grund wird die Bautätigkeit in die Analyse eingebracht, obwohl sie lediglich bei Credit Suisse Global Research (2013, S. 14) in eine qualitative Analyse einfließt. Um den Einfluss der Bautätigkeit im Rahmen einer quantitativen Analyse zu bestimmen, sind die Anzahl Baugesuche oder die quartalsweise fertiggestellte Wohnfläche (in m²) ein geeignetes absolutes Mass. Die Leerstandsquote hingegen dient als relatives Mass.

Der **Immobilienpreisindex** wird mit Hilfe des Transaktionspreisindex von Wüest & Partner ab 2000 auf Quartalsbasis ins Modell einbezogen. Der Index steht für Eigentumswohnungen und Einfamilienhäuser separat zu Verfügung (Wüest & Partner, Online). Die Autoren wählen absichtlich nicht den ebenfalls verfügbaren Angebotspreisindex, da sie annehmen, dass bei einer Mehrheit der Immobilien der tatsächlich gezahlte Transaktionspreis nicht mit dem ursprünglich angebotenen Preis übereinstimmt und der Transaktionspreisindex von Wüest & Partner einen grösseren Bezug zur Zielvariable hat.

Eine **negative Korrelation** zwischen dem **Obligationen-/Aktienmarkt** und den Immobilienpreisen wird in der Literatur häufig diskutiert. Für Gabriel (2010, S. 18) hat sich die Korrelation zwischen der Bundesobligation oder dem Swiss Performance Index (SPI) und den Immobilienfonds/Immobilienaktien seit 2006 verändert. Ob auch eine (negative) Korrelation zum Eigenheimpreis im Datenpool von SRED besteht und ob ein Strukturwandel festgestellt werden kann, wird in der vorliegenden Arbeit untersucht.

Die **Inflation** als erklärende Variable der Eigenheimpreise wird häufig in den Medien diskutiert. Für die Analyse dieser Arbeit wird der Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) als Indikator für die Inflation verwendet. Die Autoren verwenden absichtlich nicht die Kerninflation, da in jener die Preisveränderungen für Nahrungsmittel und Energie nicht enthalten sind, obwohl sie den Konsum privater Haushalte beeinflussen.

Der Faktor **Arbeitslosigkeit** gibt Aufschluss über den Wohlstand der Bevölkerung in der Schweiz. Da die Autoren einen direkten Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Eigenheimpreise vermuten, fließt dieser Faktor in die Analyse der vorliegenden Arbeit mit ein. Ein indirekter Einfluss liegt gemäss Ansicht der Autoren dann vor, wenn sich aufgrund der Arbeitslosigkeit das Einkommen der Gesamtbevölkerung reduziert und dadurch die Gesamtnachfrage nach Immobilien sinkt. Von einem direkten Einfluss wird gesprochen, wenn aufgrund von mehr

arbeitslosen Personen weniger Immobilien nachgefragt werden. Die Variable wird in der vorliegenden Arbeit mit der Arbeitslosenquote gemessen.

In vielen Literaturquellen sprechen die Autoren von einem zunehmenden **Individualisierungstrend** in der Schweizer Bevölkerung. In Bezug auf die Nachfrage nach Immobilien bedeutet dies, dass tendenziell weniger Personen in einer Wohnung zusammen leben und damit die durchschnittliche Haushaltsgrösse sinkt (Merkt, 2012, online). Im Gleichschritt mit dieser Entwicklung steigt der Quadratmeter-Verbrauch pro Person, was durch den steigenden Wohlstand der Schweizerinnen und Schweizer zusätzlich begünstigt wird. Der Individualisierungstrend wird in der vorliegenden Arbeit mit Hilfe des Quadratmeterverbrauchs pro Person gemessen.

In der aktuellen Diskussion in Bezug auf den Immobilienmarkt in der Schweiz wird häufig von einer Blase gesprochen. Dabei wird das aktuelle Tiefzinsumfeld oft als Treiber verantwortlich gemacht. Ebenso beständig wird in den Medien darüber berichtet, dass einerseits die Ersparnisse bei der Bank nur wenig Rendite brächten und andererseits Kredite – und damit auch Hypotheken – zu historisch günstigen Bedingungen in Anspruch genommen werden könnten. Diese Entwicklungen würden in der mittleren Frist möglicherweise zu einer Immobilienblase führen (iconomix, 2012, online). Dabei muss vor dem Hintergrund dieser Diskussion auch die Frage gestellt werden, welche Massnahmen die Schweizerische Regierung gegen die Gefahr einer Immobilienblase unternimmt. Im Jahr 2012 hat der Gesetzgeber eine Verschärfung der Eigenmittelregeln für besonders risikoträchtige Hypotheken beschlossen. So müssen die Banken Hypotheken mit einem Belehnungsgrad von über 80 Prozent des Verkehrswertes mit einem Drittel mehr Eigenkapital unterlegen. Die Vorschrift, dass Kunden für Neuhypotheken künftig mindestens 10 Prozent des Belehnungswertes aus Eigenmitteln einbringen müssen, die nicht aus vorbezogenen Pensionskassenguthaben stammen, soll die angespannte Situation zusätzlich entschärfen. Auch die Einigung der Banken, dass Neuhypotheken für Wohnliegenschaften innert 20 Jahren auf maximal zwei Drittel des Belehnungswertes zu reduzieren sind, zielt in diese Richtung (Schöchli, 2012, online).

Die Bekanntgabe von Bundesrätin Eveline Widmer-Schlumpf am 13. Februar 2013 kann als zusätzliche Massnahme gegen eine Immobilienkrise gedeutet werden. Die Bundesrätin gab die Einführung eines **antizyklischen Kapitalpuffers** bekannt, welcher seit September 2013 alle Banken dazu verpflichtet, über die vorgeschriebenen Reserven für Aktiven (wie beispielsweise Hypotheken) hinaus zusätzliche Eigenmittel zu halten. Diese Vorgabe ist Teil der Schweizer Auslegung zu den überarbeiteten Eigenmittelvorschriften – bekannt als Swiss Finish zu Basel III – und ist nicht unumstritten (Neue Zürcher Zeitung, 2013, online; Finanz

und Wirtschaft, 2013, online). Die Autoren sind der Meinung, dass die Limitierung der Vorbezüge aus der Pensionskasse – insbesondere die Vorgabe bezüglich effektivem Eigenkapital das nicht aus der Pensionskasse stammen darf – einen wesentlich grösseren Einfluss auf den Kauf von Eigenheim durch Private hat, als der antizyklische Kapitalpuffer. Der Kapitalpuffer wurde entweder ganz durch die Banken oder – dort wo die Banken die Margen erhöht haben – teilweise auch durch die Kunden absorbiert. Beim aktuellen Tiefzinsumfeld macht eine Erhöhung von beispielsweise 20 Basispunkten aber nur sehr wenig aus. Die dadurch teilweise um maximal 20 Basispunkte höheren Hypothekarzinsen machen aber nur eine sehr geringe Zusatzbelastung aus, die nach Meinung der Autoren nicht entscheidend ist, ob ein Eigenheim gekauft wird oder nicht. Beim gegenwärtig tiefen Zinsumfeld sind Hypothekfinanzierungen nach wie vor sehr attraktiv. Ob weitere Variablen zu regulatorischen Eingriffen auf dem Schweizer Immobilienmarkt in die Modellbildung einfliessen, ist für die Autoren nicht abschliessend geklärt.

Grundsätzlich wäre es möglich, die regulatorischen Eingriffe als Dummy-Variable ins Modell einzufügen. Aufgrund der Zeitreihenanalysen aus einer früheren Arbeit zum Thema Immobilienpreisblase in der Schweiz sind die Autoren jedoch kritisch gegenüber diesem Vorgehen, da die Gefahr von Scheinregression relativ hoch ist. Es können relativ viele hochsignifikante Dummy-Variablen erzeugt werden, die aber weder ökonomisch noch sachlogisch erklärbar sind. Dies hat sich auch im vorliegenden Fall gezeigt, weshalb die Dummy-Variablen nach einigen Versuchen aus dem Modell entfernt wurden.

3.3 Modellauswahl für die Analyse der Eigenheimpreise

Die im vorangehenden Kapitel vorgestellten Einflussfaktoren werden in der Literatur in ganz unterschiedlichen Modellen zur Erklärung der Eigenheimpreise verwendet. In den folgenden Abschnitten werden daher die unterschiedlichen Methoden zur Ermittlung der Preisentwicklung erläutert. Zum Schluss folgen die Wahl und die Begründung des in dieser Arbeit verwendeten Modells. Eine vertiefte Auseinandersetzung mit dem verwendeten Modell folgt in Kapitel 4.

Dreger (2011, S. 20) verwendet zur Bestimmung von Einflussfaktoren einen Index mit der Bezeichnung „**aggregierter Vermögensindikator**“. Dieser beinhaltet nicht nur Immobilienpreise, sondern auch Aktienpreise. In Bezug auf die von ihm gewählten Einflussfaktoren verweist Dreger auf eine Publikation von Girouard, Kennedy, Van Den Noord und André (2006), in der diese Autoren folgende Variablen als Einflussfaktoren auf die Immobilienpreise eruiert haben:

- Reales BIP pro Kopf
- Bevölkerung
- Realzinssatz
- Urbanisierungsgrad (Anteil der städtischen Bevölkerung an der Gesamtbevölkerung)

Um spekulative von fundamentalen Preisentwicklungen zu unterscheiden, wird in der Literatur häufig von sogenannten Filterverfahren gesprochen. So verwendet auch Dreger ein Filterverfahren, um den Trend des aggregierten Vermögensindex zu berechnen. Da sich nach Ansicht dieses Autors Ungleichgewichte auf dem Markt über einen bestimmten Zeitraum hinweg aufbauen, betrachtet er die kumulativen Abweichungen vom Trend mit Hilfe des rollierenden Hodrick-Prescott-Filters (2011, S. 25). Dreger geht in seiner Arbeit davon aus, dass sich die fundamental bestimmten Preise als Schätzwerte einer Regression berechnen lassen, in der die Vermögenspreise mit ökonomischen Größen erklärt werden können.

Die Autoren Borgy, Clerc & Renne (2011) verwenden in ihrer Arbeit zum Thema “Measuring Aggregate Risk: Can we robustly identify asset-price boom-bust cycles?” ebenfalls eine Vielzahl an Filtern. Wie Dreger (2011, S. 25) verwenden auch sie den **Hodrick-Prescott-Filter** (HP-Filter), um einen Trend aus einer Serie zu extrahieren. Weitere Filter wie der gleitende Durchschnitt, der rekursive oder der ausgebaute HP-Filter finden ebenfalls Anwendung in ihrer Arbeit. Diese vier Verfahren, die nach Ansicht der Autoren zu den verbreitetsten Methoden zählen, erklären zwischen 53% und 75% der Eigenheimpreise. Da sich der Fokus dieser

Arbeit jedoch nicht mit demjenigen der vorliegenden Arbeit deckt, wird nicht weiter auf die verwendeten Methoden und ihre Resultate eingegangen.

Im Vergleich zu den bisher erläuterten Methoden verfolgt Belke (2011) in seiner Arbeit zur Auswirkung der Liquidität auf die Immobilienpreise einen alternativen Ansatz. Über einen sogenannten **Autoregressiven Distributed Lag-Ansatz** möchte der Autor herausfinden, in wie fern Liquidität – verstanden als Geldmenge und Kreditvolumen – für die Entstehung einer Immobilienblase verantwortlich ist. Belke (2011) betrachtet in seinem Modell die folgenden Variablen:

- Geldmenge M3 ohne Bargeldumlauf
- Immobilienkredite in Deutschland (ohne ausländische Kredite)
- Reales BIP
- Langfristiger Zins, entspricht dem Zins von 10-jährigen Deutschen Bundesanleihen
- Preise für Wohnimmobilien in Deutschland

Wie anhand der vorangehenden Aufzählung ersichtlich ist, bezieht sich die Arbeit von Belke (2011) auf Immobilien in Deutschland. Die Autoren der vorliegenden Arbeit sind jedoch der Meinung, dass der Ansatz von Belke auch auf die Schweiz angewendet werden könnte. Sämtliche Variablen mit Ausnahme der langfristigen Zinsen werden logarithmiert und die Lag-Ordnungen werden auf 4 festgelegt, da es sich um Quartalszahlen handelt (S. 7-11). Als Kriterien für die Modellgüte verwendet Belke alternativ die Informationskriterien nach Schwarz und nach Akaike. Anschliessend werden verschiedene Tests zur Kointegration der erklärenden Variablen durchgeführt, wobei Belke zum Schluss kommt, dass Kointegration zwischen der Geldmenge bzw. dem Kreditvolumen und den Immobilienpreisen vorliegt (S. 12). Bei der Interpretation der erklärenden Variablen achtet Belke nicht nur auf deren Signifikanz, sondern auch auf die Vorzeichen der jeweiligen Koeffizienten. Die Koeffizienten stellen den kurzfristigen Einfluss der variablen Faktoren auf die Eigenheimpreise dar. Dabei darf aber ein langfristiger Effekt, zum Beispiel eine Rückkoppelung, nicht vergessen werden (S. 15). Daher schätzt Belke anschliessend die Langfristparameter und führt eine Regression der Fehlerkorrekturmodelle durch. Zum Schluss folgen Robustheitstests, wie beispielsweise der Einsatz von Dummy-Variablen für das Abbilden eines Steuerprivilegs in einem gewissen Zeitraum. Belke (S. 20-21) kommt zum Schluss, dass die Liquidität einen Einfluss auf die Eigenheimpreise hat. Dieser Zusammenhang konnte jedoch nur bei Neubauten in Westdeutschland nachgewiesen werden, für Deutschland als Ganzes konnte dies nicht bewiesen werden. Bei den Robustheitstests fiel auf, dass beispielsweise die Dummy-Variable der Steuerpolitik ebenfalls einen Einfluss auf die Immobilienpreise ausübt, jedoch ihrerseits den

Einfluss der Liquidität nicht schmälert. Belke hebt hervor, dass der langfristige Einfluss von Immobiliarkrediten deutlich stärker ist als derjenige der Geldmenge auf die Immobilienpreise.

Im Bereich der Regression kann auch der Ansatz von Gerdesmeier, Lenarčič & Roffia (2012) eingeordnet werden. Sie gehen davon aus, dass eine traditionelle Regression nur dann erfolgreich ist, wenn gefragt ist, wie stark die Eigenheimpreise von den makroökonomischen Faktoren im Durchschnitt beeinflusst werden (S. 6). Der Nachteil der traditionellen Regression liegt allerdings gerade in dieser Annahme der Linearität. Wenn davon auszugehen ist, dass die Variablen den Immobilienpreis nicht linear beeinflussen, dann wird die **Quantil-Regression** bevorzugt. Der Vorteil dieser Methode besteht darin, dass der Einfluss einer Variable für verschiedene Perzentile geschätzt werden kann. Insbesondere für den Finanzmarkt sowie die Modellierung von Extremereignissen ist die Quantil-Regression besonders gut geeignet (Gerdesmeier et al, 2012, S. 6). Die zentrale Annahme dieser Methode ist die Existenz eines langfristigen Gleichgewichts der Häuserpreise. Im Verlauf der Zeit gibt es zwar Abweichungen von diesem Gleichgewicht, die Preise bewegen sich jedoch langfristig immer wieder auf das Gleichgewichtsniveau zurück. Diese langfristige Rückbewegung auf das Gleichgewichtsniveau bestätigen auch die Untersuchungen von Titman, Wang & Yang (2014) aus dem angelsächsischen Raum. Die Korrektur der Abweichungen hat bisweilen Folgen für die Bevölkerung sowie die ganze Volkswirtschaft. Gerdesmeier et al verwenden in ihrer Modellierung die folgenden Variablen:

- Nutzerkosten
- Demographische Variable (arbeitsfähige Bevölkerung in Prozent der Gesamtbevölkerung)
- Arbeitslosenquote
- Verfügbares Einkommen
- Verschuldung im Verhältnis zum BIP
- Hausbestand (um ein Quartal verzögert)

Gerdesmeier et al (2012, S. 28) stellen in ihrer Arbeit fest, dass alle von ihnen verwendeten Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Immobilienpreise haben. Jedoch seien diese Einflüsse nicht linear, sondern variieren in verschiedenen Quantilen.

Die Autoren Grütler & Rehan (2009, S. 12) bewerten in ihrer empirischen Analyse die preisbildenden Faktoren von privaten Immobilien in drei deutschen Landeskreisen und zwei Städten. Sie verwenden zu diesem Zweck die Methode der **Stepwise-Regression**. Mit der Verwendung dieses Ansatzes unterstellen sie eine lineare Beziehung zwischen den erklärenden

Variablen und der Zielvariablen. Damit legen sie explizit eine Linearität fest, welche von den Autoren Gerdesmeier et al (2012) in der vorangehend erläuterten Methode als nicht vorhanden eingestuft wurde. Für die Stepwise-Regression verwenden Grütter & Rehan (2009, S. 25) zahlreiche Variablen:

- Anzahl Baugenehmigungen
- Anzahl Einwohner
- Zinsniveau
- Inflation
- Wohnfläche
- Grundstücksfläche
- Arbeitslosigkeit
- Steuern

Die Methode der Stepwise-Regression scheint Grütter & Rehan (S. 12) besonders geeignet, da die erklärenden Variablen in ihrem Modell miteinander korrelieren. Um möglichst genaue Ergebnisse zu erhalten, erzeugen die beiden Autoren jeweils Residuen, in welchen die Ausreisser sichtbar werden und dadurch eliminiert werden können. Vor einer etwaigen Interpretation der Ergebnisse richten die Autoren ihren Fokus auf das Bestimmtheitsmass sowie die Verteilung der Residuen. Letztere wird mit einem analytischen Test nach Durbin-Watson untersucht. Des Weiteren werden die Variablen auf Kollinearität geprüft, damit diese – wo vorhanden – mitberücksichtigt werden kann. Dazu betrachten die Autoren die Kollinearitäts-Statistik der aus dem Modell ausgeschlossenen Variablen. Sind die ausgewiesenen Toleranzwerte klein (das heisst tiefer als vier), so kann davon ausgegangen werden, dass die ausgeschlossenen Variablen mit den enthaltenen Variablen im Modell korrelieren und damit ebenfalls einen Einfluss auf die Zielvariable haben (S. 15). Die Untersuchung kommt mit einem Bestimmtheitsmass von 49% zum Schluss, dass sowohl das Alter, die Grundstücks- als auch die Wohnfläche einen negativen Einfluss auf den Eigenheimpreis haben. Ein interessantes Resultat zeigt allerdings das Zinsniveau. Entgegen der ökonomischen Erwartung wurde ein positiver Einfluss des Zinsniveaus auf den Preis einer Immobilie gemessen. Dies kann gemäss den Autoren wie folgt interpretiert werden: „Steigende Zinsen gehen mit wachsender Konjunktur einher. Diese wiederum bewirkt bei den Individuen eine mutigere Grundeinstellung, da Arbeitsplätze und damit das monatliche Arbeitseinkommen sicher scheinen. [...] Diese Tatsache und die steigende Nachfrage führen dann zu dem positiven Einfluss des Faktors Zinsen auf den Gebäudepreis.“ (Grütter & Rehan, 2009, S. 20). Die Variablen Inflation und Arbeitslosigkeit zeigten keinen signifikanten Einfluss, während die Anzahl Einwohner durchwegs einen positiven Einfluss auf die Preise hatte. Dem gegenüber steht die Anzahl

Baugenehmigungen, die in den verschiedenen Landkreisen unterschiedliche Einflüsse hatte (teils negativ, teils positiv). Die Einflüsse der beiden Steuerarten – Grundsteuer B und Gewerbesteuer – haben lediglich einen marginalen Einfluss, weshalb keine abschliessende Aussage zu ihrem Einfluss möglich ist (S. 23).

Basierend auf der Ausgangslage sowie der Fragestellung der vorliegenden Arbeit haben sich die Autoren entschieden, die Stepwise-Regression als Methode zu verwenden. Wie bereits Grütler & Rehan (2009, S. 12) festgestellt haben, wird zwischen den Variablen zur Erklärung von Eigenheimpreisen eine deutliche Korrelation vermutet. Warum dies für die Anwendung der Stepwise-Regression spricht, wird im Unterkapitel 3.5 dargelegt. Zuerst folgt nun eine Untersuchung der Literatur zum Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise im internationalen Rahmen.

3.4 Internationale Untersuchung zum Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise

Titman, Wang & Yang (2014) haben herausgefunden, dass im Gegensatz zu Finanzanlagen, die annäherungsweise einem Random Walk folgen, Eigenheimpreise über ein jährliches Intervall eine positive, serielle Korrelation aufweisen. Längerfristig erfolgt danach wieder eine partielle Gegenbewegung hin zum langfristigen Gleichgewicht. Titman, Wang & Yang (2014) haben Daten zu den Eigenheimpreisen aus 97 Ballungszentren in den USA über den Zeitraum von 1980 bis 2011 verwendet. Das in der Studie beschriebene Bewegungsschema der Immobilienpreise entsteht durch kurzfristige Nachfrageschocks, die einem kurzfristig starren Angebot gegenüberstehen. Bis die Angebotsseite auf die gestiegene Nachfrage reagieren kann und das Angebot an Eigenheimen erhöhen kann, dauert es aus offensichtlichen Gründen länger, da der Bau von neuen Immobilien Zeit beansprucht – in gewissen Gebieten ist ein Ausbau des Angebots überdies gar nicht mehr möglich. Das führt dazu, dass eine relativ kleine Anzahl optimistischer Nachfrager den Preis kurzfristig vergleichsweise stark bewegen kann.

Shi, Young & Hargreaves (2010) verwenden in ihrer Studie einen Datensatz aus den Jahren 1994 bis 2004, der sich auf die urbanen Regionen Neuseelands bezieht. Sie untersuchen die Preis- und Volumendynamiken, in dem sie verschiedene Immobilienpreisindex-Ansätze verwenden. Wenn sie in ihrem Berechnungsmodell den Granger Kausalitätstest, basierend auf einem Vektorkorrekturmodell unter Einsatz von saisonalen Dummy Variablen anwenden, können sie nachweisen, dass die Verkaufspreise für Eigenheime und das Transaktionsvolu-

men kointegriert sind. Die Kausalität wird aber eher durch einen langfristigen Zusammenhang verursacht denn durch eine kurzfristige Dynamik zwischen Preis und Volumen. Für grössere Städte konnten sie nachweisen, dass das Volumen – also die Anzahl an Immobilien-transaktionen – einen positiven Einfluss auf die Preise hat. Oder anders gesagt: Je grösser die Anzahl Immobilien-transaktionen ist, desto höher liegen später die Immobilienpreise. Diese positive Korrelation zwischen Immobilienpreis und Anzahl Immobilien-transaktionen ist kongruent mit den Forschungsergebnissen von Clayton, Miller & Peng (2008), Clayton, MacKinnon & Peng (2008) und Wheaton & Lee (2008).

In der Literatur über Immobilien gibt es drei theoretische Modelle, die die Beziehung zwischen Preis und Volumen erklären:

- Down Payment Modell von Stein (1995)
- Search Modell von Berkovec & Goodman (1996)
- Loss Aversion Modell von Genesove & Mayer (2001)

Sowohl das Down Payment Modell als auch das Loss Aversion Modell prophezeien, dass die Immobilienpreise das Transaktionsvolumen beeinflussen. Das Search Modell hingegen geht zwar vom selben Zusammenhang aus, sieht jedoch eine anderen Richtung dieses Zusammenhangs. Nach dem Search Modell beeinflusst das Transaktionsvolumen die Immobilienpreise und nicht die Immobilienpreise das Transaktionsvolumen.

Unter der Markteffizienzhypothese sollte das Transaktionsvolumen eigentlich keinen Einfluss auf die Immobilienpreise haben, da der aktuelle Preis alle Marktinformationen widerspiegelt und sich die Preise sofort an neue Informationen anpassen. Ganz offensichtlich scheint der Immobilienmarkt aber kein vollkommener sondern ein unvollkommener Markt zu sein, in dem neue Informationen – hier im Speziellen über das Transaktionsvolumen – nicht sofort verarbeitet werden. Informationen über das Transaktionsvolumen stellen also offenbar einen geldwerten Vorteil dar, solange die Theorie des Search Modells hält, was gemäss den empirischen Untersuchungen von Shi, Young & Hargreaves (2010) der Fall ist. In der Theorie der beiden anderen Modelle bestünde dieser geldwerte Vorteil nicht, da das Volumen – oder anders gesagt die Information über das Volumen – nur ein Ergebnis der Immobilienpreise ist und nicht umgekehrt.

3.5 Vertiefung zur Methodik der schrittweisen Regression

In den folgenden Abschnitten werden die grundlegende Funktionsweise der schrittweisen Regression näher erläutert sowie ihre Vor- und Nachteile in der Anwendung dargelegt.

Das Verfahren der schrittweisen Regression gehört zur multiplen linearen Regressionsanalyse. Bei dieser Art der Analyse wird der Zusammenhang zwischen mehreren erklärenden Variablen auf eine Zielvariable untersucht. Die schrittweise Regression unterstellt den Variablen einen linearen Zusammenhang, wodurch ihre Anwendung beschränkt wird.

Die schrittweise Regression ist besonders dann ein geeignetes Modell, wenn man gezielt nach dem kürzesten Modell sucht. Das bedeutet, wenn man mit möglichst wenig Variablen einen möglichst hohen Erklärungsgehalt des Modells erreichen möchte (Universität Texas, 2007, S. 3). Konkret bedeutet dies, dass das Modell nacheinander Inputfaktoren auf deren Beitrag zum Erklärungsgehalt untersucht und nur diejenigen Variablen im Modell behält, die den Erklärungsgehalt erhöhen. Dies wird solange wiederholt, bis keine Variable mehr hinzugefügt werden kann. Entsprechend werden redundante Variablen nicht ins Modell aufgenommen, da sie keinen zusätzlichen Beitrag zum Erklärungsgehalt leisten. Trotz seiner Kürze ist das Modell der schrittweisen Regression in der Lage, einen hohen Erklärungsgehalt – dargestellt als hohes Bestimmtheitsmass R-Quadrat – zu liefern (Heine, Hölzelbein & Seel, 2009, S. 4). Die Vor- und Nachteile der schrittweisen Regression sind Tabelle 2 zu entnehmen.

Tab. 2: Vor- und Nachteile der schrittweisen Regression.

Vorteile	Nachteile
<ul style="list-style-type: none">▪ Einfach zu verstehen und umzusetzen▪ Weit verbreitet	<ul style="list-style-type: none">▪ Hohe Gefahr des Overfitting▪ Gefahr von Alpha-Fehlern steigt mit zunehmender Anzahl Schritte

(Maathius, 2012, online; Heine et al, 2009, S. 4)

Entsprechend den nun dargestellten Vor- und Nachteilen der schrittweisen Regression sollte dieses Vorgehen nicht zur Überprüfung, sondern lediglich zur Generierung von Hypothesen verwendet werden (Heine et al, 2009, S. 4). Dies ist in der vorliegenden Arbeit der Fall, da ein möglicher Einfluss von verschiedenen Variablen auf die Eigenheimpreise eruiert werden soll. In der Ausgangslage der vorliegenden Arbeit besteht also eine Unsicherheit darüber, bei welchen erklärenden Variablen eine signifikante Beziehung zur Zielvariable besteht. Das detaillierte Vorgehen der Autoren zur Vorbereitung und Durchführung einer schrittweisen Regression wird in Kapitel 4 erläutert.

4 Datenanalyse und Modellbildung

Im vorliegenden Kapitel werden sowohl die Analyse des Datenmaterials als auch die Modellbildung thematisiert. Es ist zu beachten, dass von den Autoren zwei Basismodelle geschätzt wurden, ein Modell für Eigentumswohnungen und ein zweites Modell für Einfamilienhäuser.

Das erste Basismodell wurde mit Hilfe der aggregierten, durchschnittlichen Transaktionspreise der Eigentumswohnungen aus dem Datenpool von SRED ab 2000 auf Quartalsbasis geschätzt. Daraus wurde ein Index für Eigentumswohnungen erstellt. Dieser stellt die im Modell zu erklärende (Y-)Variable dar. Entsprechend der Y-Variable wurden sämtliche erklärenden (X-)Variablen, deren Verwendung in Kapitel 3.3 begründet wird, ab dem Jahr 2000 auf Quartalsbasis gewählt. Damit die Variablen in der schrittweisen Regression nicht zu verzerrten Schätzern führen, müssen ihre Zeitreihen stationär¹ sein. Dies bedeutet, dass der Erwartungswert und die Varianz jeder Zeitreihe konstant sein müssen. Zudem dürfen das erste und zweite Moment dieser Zeitreihe nicht von der Zeit abhängig sein. Die Stationarität wurde visuell mit Hilfe von Korrelogrammen sowie Scatterplots und numerisch mit Hilfe eines Unit-Root-Tests – des sogenannten Augmented Dickey-Fuller-Tests – beurteilt. Die im ersten Basismodell untersuchten Zeitreihen weisen einen stochastischen Trend auf, der durch Differenzierung entfernt werden kann. Die Datenreihen der erklärenden Variablen werden jedoch erst nach mehrmaligem Differenzieren stationär, wodurch viel Information verloren geht und die Interpretation stark eingeschränkt wird. Die Datenreihe der Y-Variable wurde trotz einer Struktur mit 10 Verzögerungen (in der Folge Lags genannt) nicht stationär. Dies ist aus dem folgenden Grund problematisch: Der Einbau von Lags wird in der Theorie abhängig gemacht von der Anzahl vorhandener Datenpunkte. Die Faustregel lautet hierbei wie folgt: Nur Lags $k < n/4$ bzw. $k < n/2$ sind sinnvoll (Schwarz (b), 2012, Folie 32). Entsprechend dieser Faustregel sollten bei der vorliegenden Immobilienpreis-Zeitreihe mit 58 Datenpunkten nicht mehr als 14 resp. 29 Lags eingebaut werden.

4.1 Beschreibung des verwendeten Datenmaterials

An dieser Stelle wird das Datenmaterial beschrieben, das als Basis für die unterschiedlichen Variablen dient. Falls möglich wurden bei der Datenrecherche Schweizer Quellen bevorzugt. Aus Gründen der Datenverfügbarkeit musste jedoch in einigen Fällen auf Daten der OECD zurückgegriffen werden. Falls bei den Variablen keine weiteren Angaben gemacht werden,

¹ Der Begriff „stationär“ bzw. die Stationarität bezieht sich in dieser Arbeit auf einen schwach stationären Prozess.

liegen die Daten mindestens für den analysierten Zeitraum vom ersten Quartal 2000 bis zum dritten Quartal 2014 vor. Daraus ergeben sich die vorgenannten 58 Quartale, welche für die Analyse miteinbezogen werden. Falls vorhanden, werden Variablen bereits ab 1998 in die Analyse miteinbezogen, damit können bis zu 8 Lags untersucht werden.

Kurzfristige Zinsen

In der Literatur wird das Zinsniveau als wichtiger Faktor für Preise bezeichnet. Als Basis für die kurzfristigen Zinsen am Geldmarkt dient in der vorliegenden Arbeit der LIBOR² für Dreimonatsgeld in Schweizer Franken. Repräsentativ für das Quartal wird jeweils der Beobachtungspunkt per Ende März, Juni, September und Dezember des jeweiligen Jahres verwendet.

Datenquelle: Variable „LIBOR_3M“, Schweizerische Nationalbank (SNB), Statistisches Monatsheft, Oktober 2014, Tabelle E1.

Langfristige Zinsen

Da bei Festhypotheken häufig mit langen Laufzeiten kalkuliert wird, ist es nach Ansicht der Autoren wichtig, die langfristigen Zinsen in die Betrachtung der Eigenheimpreise einzubeziehen. Als Datengrundlage dient hierzu der Zinssatz der 10-jährigen eidgenössischen Bundesobligationen in Schweizer Franken, jeweils berechnet per Quartalsende.

Datenquelle: Variable „OBLI_CH_10J“, SNB, Statistisches Monatsheft, Oktober 2014, Tabelle E4.

Zins der variablen Hypotheken

Als Variable für den Zinssatz, den Banken für variable Hypothekarkredite verlangen, dient der von den Banken für Neugeschäfte publizierte Zinssatz für variable Ersthypotheken. Dieser Zinssatz wird durch die SNB als ungewichteter Mittelwert für ihr statistisches Monatsheft jeweils per Quartalsende berechnet.

Datenquelle: Variable „HYPOTHEK_VARIABEL“, SNB, Statistisches Monatsheft, Oktober 2014, Tabelle E2a.

Bruttoeinkommen

Als Datenreihe für das Bruttoeinkommen der schweizerischen Bevölkerung dienen die Jahreswerte des Bundesamtes für Statistik für die nominell verfügbaren Bruttoeinkommen der privaten Haushalte. Die Daten zu den Bruttoeinkommen sind ab 1981 verfügbar.

² Bezeichnet die London Interbank Offered Rate.

Datenquelle: Direkter Kontakt mit Peter Stalder, Forschung SNB.

Da die vorliegende Arbeit auf Daten mit einem Datenpunkt pro Quartal angewiesen ist, kann das Bruttoeinkommen im Modell nicht verwendet werden, weil es nur jährlich vorliegt.

Inflation

Um die Inflation in der vorliegenden Arbeit abzubilden, wird die Teuerung gemäss dem Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) herangezogen. Als Quartalswert wird jeweils die Inflation per März, Juni, September und Dezember verwendet, diese misst die Teuerung der Konsumentenpreise im Vergleich zum Vorjahresmonat. Die vorliegende Arbeit stützt sich aus den in Kapitel 3.2 erwähnten Gründen nicht auf die Kerninflation.

Datenquelle: Variable „LIK“, SNB, Statistisches Monatsheft, Oktober 2014, Tabelle O1₅.

Bruttoinlandprodukt

Als Datenreihe für das Bruttoinlandprodukt (BIP) zum Vorquartal wird das nominale Quartalsaggregat des BIP nach dem Verwendungsansatz des BFS verwendet. Die Daten wurden nicht preisbereinigt, liegen also zu laufenden Preisen vor.

Datenquelle: Variable „BIP_N_Mio“, Staatssekretariat für Wirtschaft (SECO).

Anzahl Neuwohnungen

Als Indikator für die Bautätigkeit wurde die Wohnbaustatistik herangezogen, in der auf Quartalsbasis gemessen wird, wie viele Wohnungen und damit neuer, privater Wohnraum fertiggestellt wurde. Es gilt zu beachten, dass diese Zahlen keine Aussage darüber machen, wie viel Wohnraum, gemessen in Quadratmetern, neu erstellt wird. Entsprechend fliesst eine 1½-Zimmer-Wohnung mit dem gleichen Gewicht in die Statistik ein wie eine 7½-Zimmer-Wohnung. Die Daten sind nur bis zum ersten Quartal 2013 vorhanden, da das BFS entschlossen hat, die Publikation der vierteljährlichen Wohnbaustatistik vorübergehend einzustellen (BFS (a), online).

Datenquelle: SNB, Statistisches Monatsheft, Oktober 2014, Tabelle K2, aus BFS, Vierteljährliche Wohnbaustatistik.

Erwerbslosigkeit

Bei den Statistiken zur Arbeitslosigkeit sind zwei Definitionen zu unterscheiden. Der Begriff Erwerbslose gemäss ILO wird für Personen verwendet, die nach den internationalen Definitionen arbeitslos sind (Personen ohne Arbeit und auf Stellensuche; die Einschreibung bei einem RAV ist hier kein Kriterium) (BFS (b), online). Für die vorliegende Arbeit werden die Erwerbslosen verwendet.

Datenquelle: Variable „ERWERBSLOS“, BFS, Erwerbslose gemäss ILO nach Geschlecht und Grossregionen. Durchschnittliche Quartalswerte.

Immobilienpreise

Die Immobilienpreise in der Schweiz werden durch den Angebotspreisindex von Wüest & Partner abgebildet. Dieser Index liegt auf vierteljährlicher Basis ab 1996 vor und wird für unterschiedliche Immobiliensegmente berechnet.

Datenquelle: Variable „Angebot_EGTW“ & „Angebot_EFH“, Webseite Wüest & Partner.

In diesem Index sind alle Immobilien in der Schweiz enthalten und nicht nur die rund 35% der Immobilien im SRED-Datensample, das sich auf die Daten der Banken UBC, CS und ZKB stützt. Der Index wurde deshalb zuerst als unabhängige Variable in den Modellen verwendet. Da er bei den Regressionen aber sinnlose und nicht interpretierbare Ergebnisse geliefert hat, wurde der Index bzw. die unabhängige Variable aus dem Modell entfernt.

Aktienpreisindex

Für die Variable Aktienpreise wird der Swiss Performance Index (SPI) verwendet. Der SPI gilt als Gesamtmarktindex für den Schweizer Aktienmarkt. Er enthält nahezu alle an der SIX Swiss Exchange gehandelten Beteiligungspapiere von Gesellschaften mit Sitz in der Schweiz (SIX, online). Für die Analyse wird der letzte Handelstag des Monats März, Juni, September und Dezember (Closing-Wert) verwendet.

Datenquelle: Variable „SPI“, SIX Swiss Exchange, SPI – Der Index der Schweizer Aktien.

4.2 Methodik der Zeitreihenanalyse

Im folgenden Abschnitt werden die grundlegende Funktionsweise der Zeitreihenanalyse näher erläutert sowie ihre Vor- und Nachteile in der Anwendung dargelegt. Zuerst erfolgt eine Aufstellung über die gängigen Analyseverfahren:

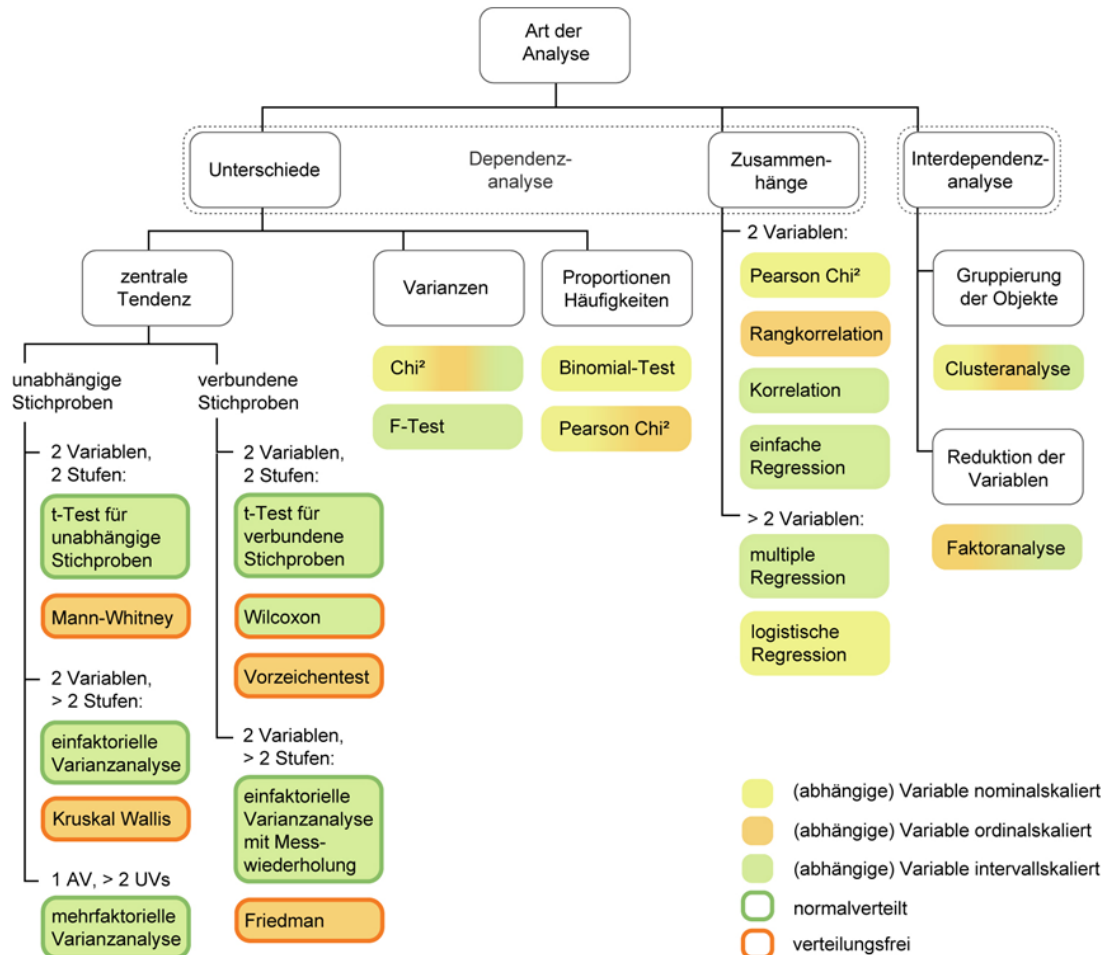


Abb. 1: Datenanalyse (Universität Zürich (a), online).

Die Zeitreihenanalyse ist eine Spezialform der multiplen Regressionsanalyse (bei mehr als zwei unabhängigen Variablen) und dient neben der Beschreibung und Erklärung der zeitlichen Entwicklung einer Variablen Y auch für deren Prognose (Backhaus, Erichson, Plinke & Weiber, S. 120).

Eine Zeitreihe ist eine Reihe von Beobachtungen, die gewonnen werden, indem eine einzelne Variable Y regelmäßig über einen Zeitraum beobachtet wird (IBM SPSS Forecasting, online). Diese Variable wird in der vorliegenden Arbeit durch die Eigenheimpreise repräsentiert und für die Analysen pro Quartal gemessen. Dabei ist es wichtig, dass die Reihenfolge der Messungen relevant ist und die nacheinander folgenden Beobachtungen in der Regel nicht als unabhängig betrachtet werden (Luchsinger (b), online).

4.3 Modellbildung anhand der Anzahl Transaktionen

In den folgenden Abschnitten wird auf die Bildung des Regressionsmodells eingegangen, welches den Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Preisentwicklung analysiert. Die Untersuchung von makroökonomischen Einflussfaktoren wird im nächsten Kapitel behandelt. Das Vorgehen aller Zeitreihenmodelle orientiert sich an den Phasen der Modellbildung nach Box-Jenkins. Diese Phasen werden in der nachfolgenden Abbildung dargestellt und mit einigen Stichworten ergänzt.

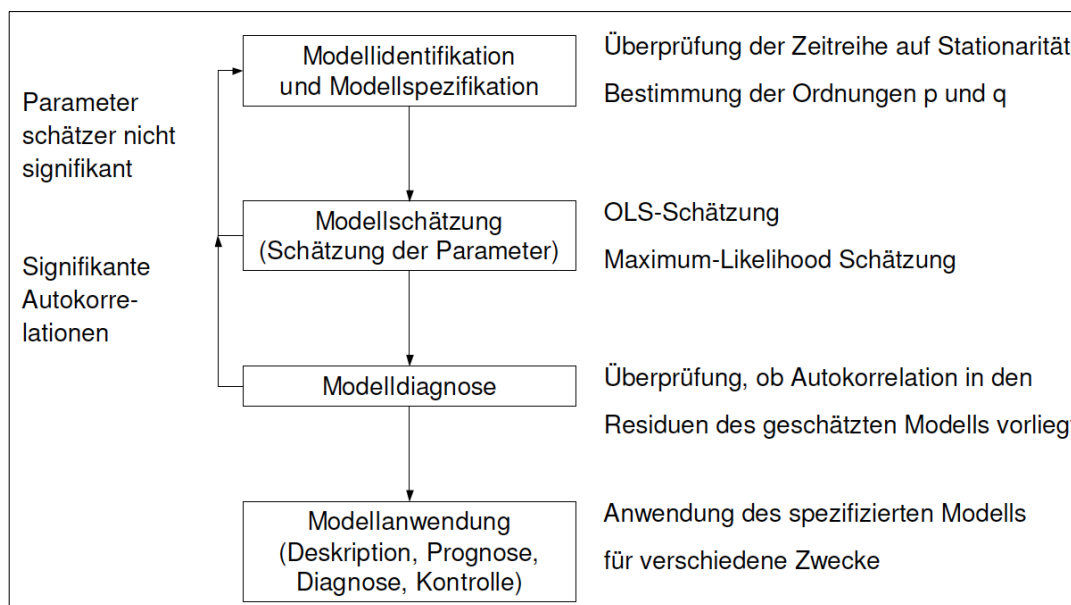


Abb. 2: Phasen der Modellbildung (Box-Jenkins, 1970/1994, in: Schwarz (c), 2012, Folie 35).

4.3.1 Modellidentifikation und -spezifikation

In einem ersten Schritt wird die Entwicklung der durchschnittlichen Immobilienpreise in CHF (linke Achse) und der Anzahl Transaktionen (rechte Achse) für Eigentumswohnungen und Einfamilienhäuser gemäss Datenpool SRED in einem Liniendiagramm dargestellt. Obwohl durch eine visuelle Inspektion noch kein Trend bewiesen werden kann, so gibt die Darstellung doch erste Hinweise auf einen Trendverlauf.

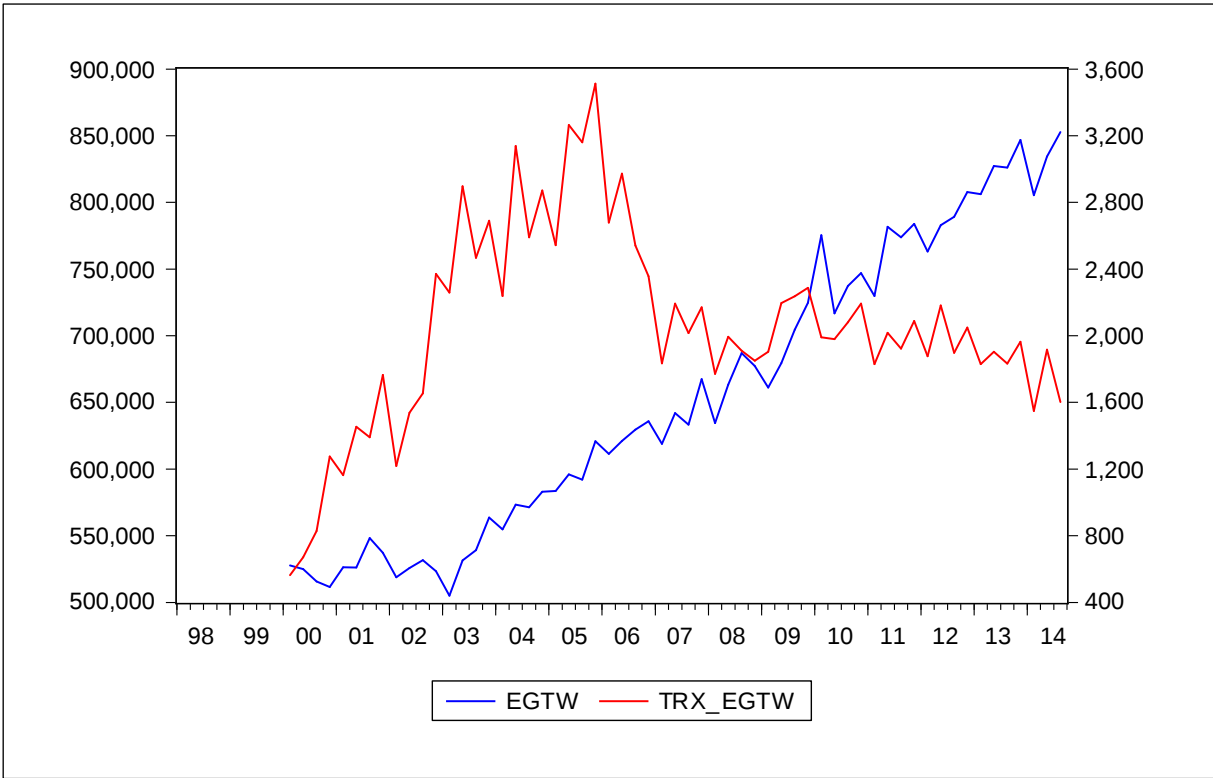


Abb. 3: Quartalsweise Entwicklung der Durchschnittspreise (li.) und Anzahl Transaktionen (re.) für Eigentumswohnungen gemäss SRED.

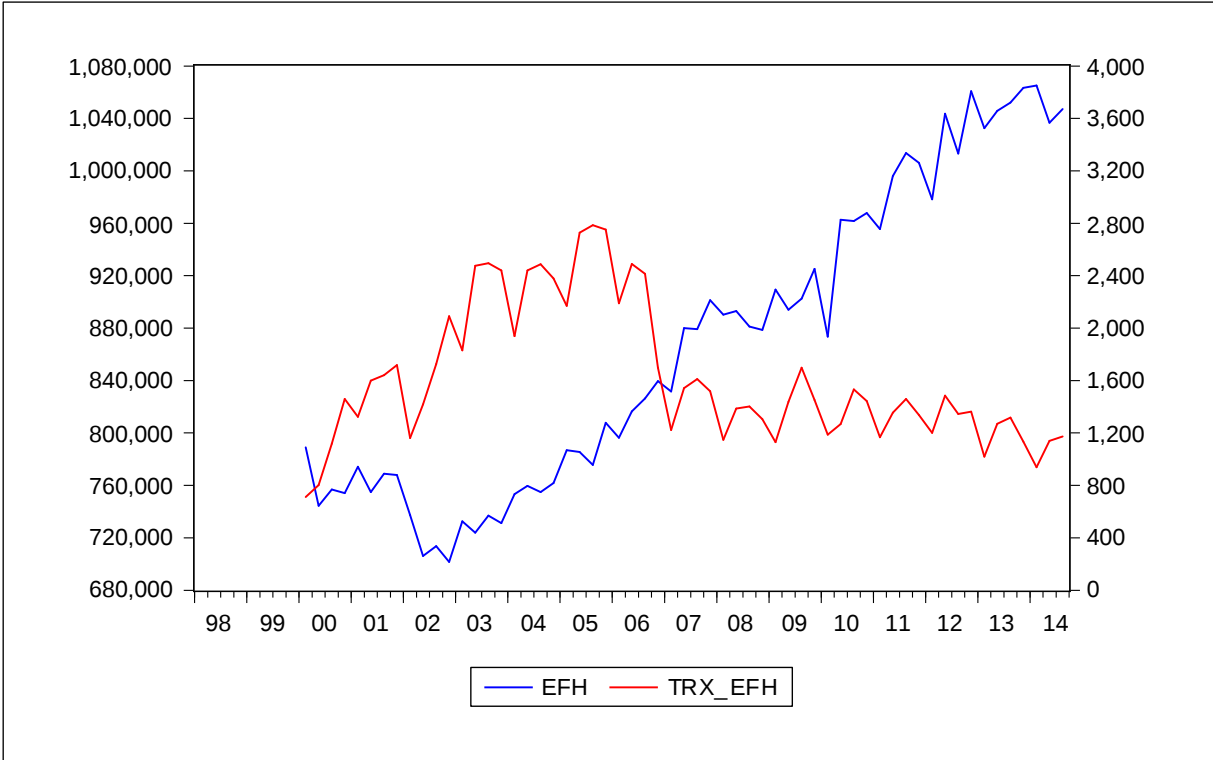


Abb. 4: Quartalsweise Entwicklung der Durchschnittspreise (li.) und Anzahl Transaktionen (re.) für Einfamilienhäuser gemäss SRED.

Bezüglich der Anzahl Transaktionen in Abbildung 3 und 4 (rote Linie) ist sowohl bei der EFH- als auch bei der EGTW-Zeitreihe ein Strukturbruch ab dem ersten Quartal 2007 mit signifikant weniger Immobilienverkäufen erkennbar. Damit dieser einmalige Strukturbruch die Auswertung der vorliegenden Daten nicht verfälscht, schränken die Autoren den Zeitraum für die Analyse des Einflusses der Anzahl Transaktionen auf die Preisentwicklung ein. Für die Modelle in diesem Unterkapitel werden Zeitreihen vom ersten Quartal 2007 bis zum dritten Quartal 2014 verwendet.

Der Verlauf der Immobilienpreise für Eigenheime (blaue Linie) lässt vermuten, dass die Zeitreihe einen Trend enthält und deshalb nicht stationär ist. Der Begriff „Stationarität“ bedeutet erstens, dass sich der Mittelwert nicht mehr ändert (der Trend ist nicht mehr vorhanden). Zweitens wird unter einer stationären Zeitreihe verstanden, dass sich die Varianz nicht mehr ändert und drittens kommen periodische Variationen darin nicht mehr vor (Luchsinger (b), online). Demzufolge kann die Originalzeitreihe nicht direkt in die Modellierung einfließen. Eine häufige Praxis, um Zeitreihen stationär zu machen, ist die Betrachtung der logarithmierten Zeitreihe (stetige Rendite), in der Hoffnung dass diese erste differenzierte Reihe stationär ist. Mit Hilfe der Differenzenbildung $[\ln(x_t) - \ln(x_{t-1})]$ können aus einer Zeitreihe der Trend eliminiert und saisonale Effekte ausgeblendet werden.

Entsprechend diesem Vorgehen wird in Abbildung 5 und 6 die logarithmierte Reihe (stetige Rendite) der Eigenheimpreise dargestellt, wobei in der Folge jeweils der Begriff Eigenheimpreisrendite zur Anwendung kommt.

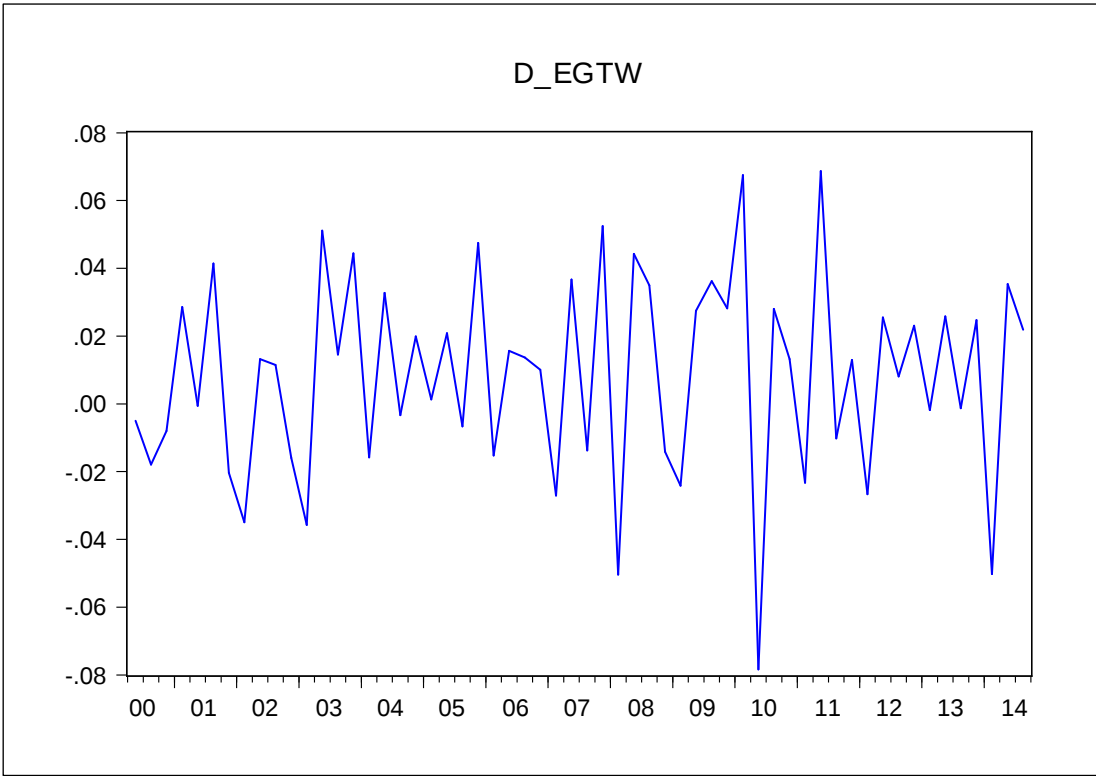


Abb. 5: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe für Eigentumswohnungen.

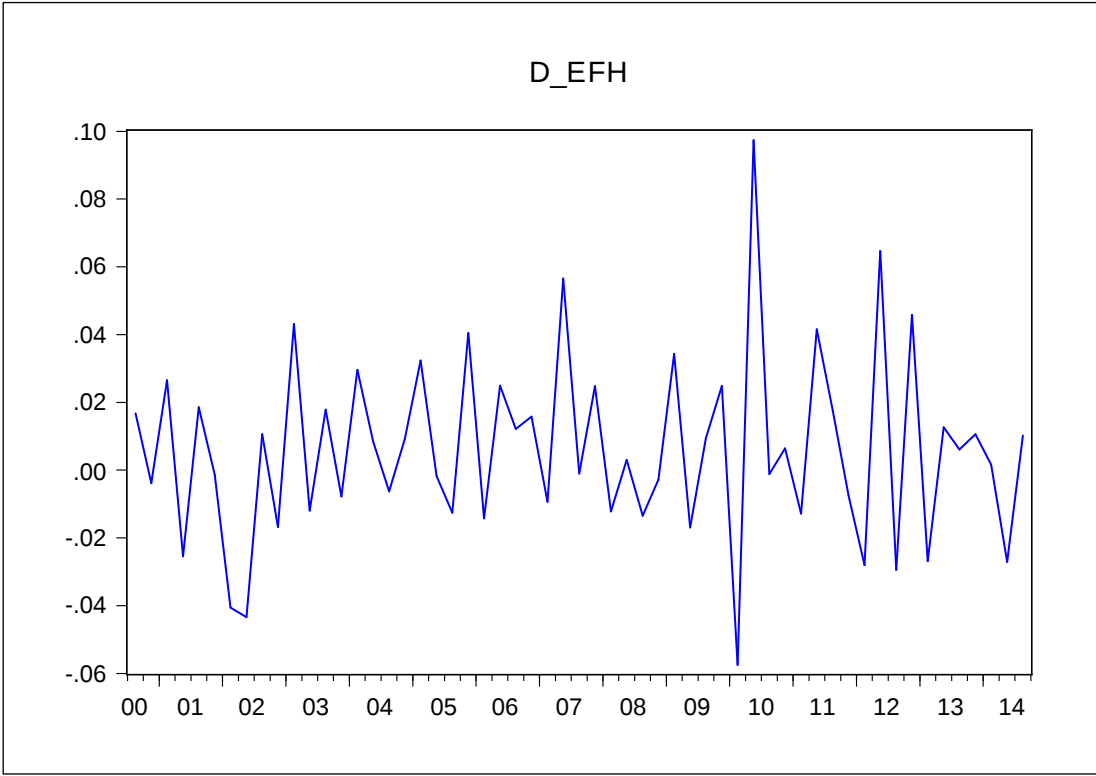


Abb. 6: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe für Einfamilienhäuser.

In den Abbildungen 5 und 6 ist deutlich zu erkennen, dass einzelne Ausreißer die Renditen der Eigenheimpreise beeinträchtigt haben. Im Hinblick auf die Stationarität darf anhand des Renditeverlaufs jedoch vermutet werden, dass die logarithmierte Differenz der Zeitreihe keinen Trend mehr enthält.

Eine weitere Möglichkeit zur Bildung von stationären Zeitreihen besteht darin, die logarithmierten Zeitreihen mit Lag 4 zu differenzieren. Dieses Vorgehen wurde von Belke (2011) beschrieben (siehe Kapitel 3.3) und entspricht dann ungefähr der prozentualen Veränderung gegenüber dem Vorjahresquartal.

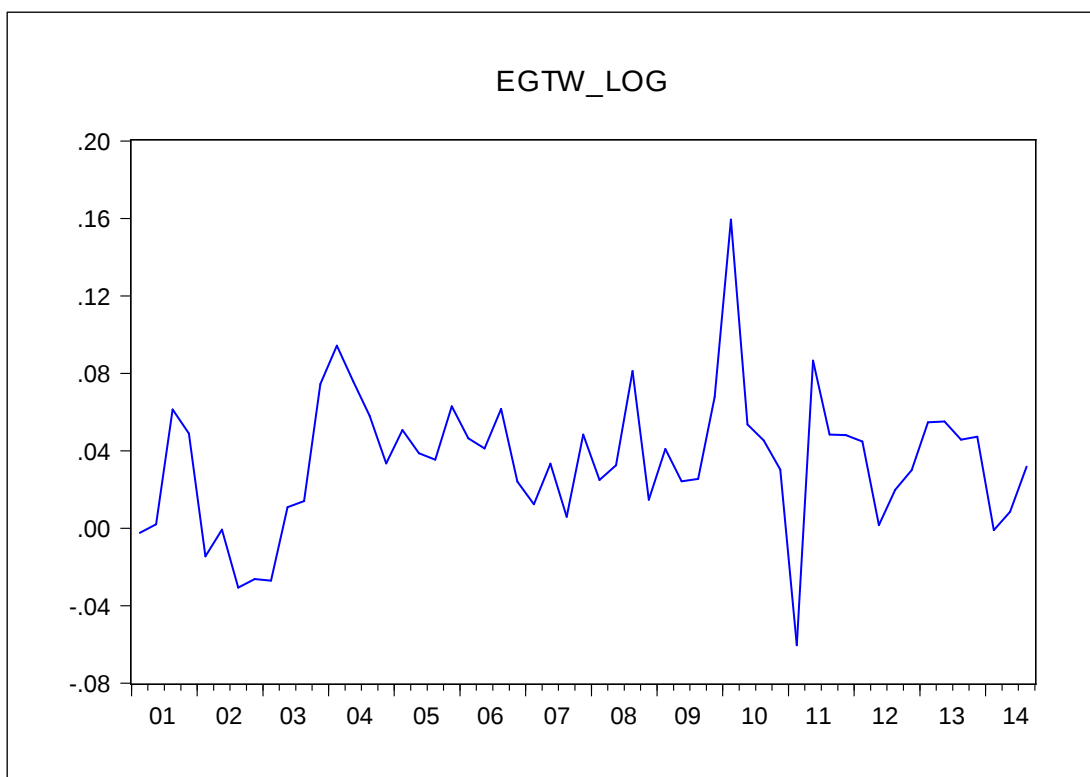


Abb. 7: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe mit Lag 4 (Quartalsdaten) für die Preisentwicklung der EGTW.

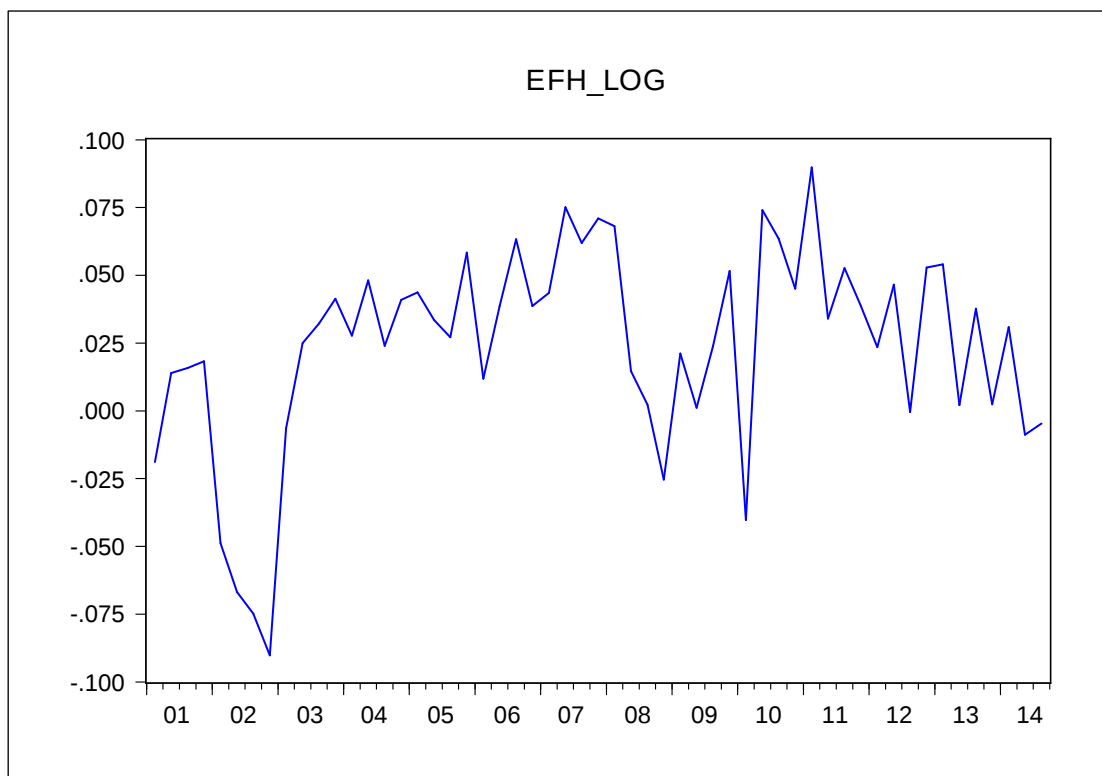


Abb. 8: Logarithmierte Differenz der Zeitreihe mit Lag 4 (Quartalsdaten) für die Preisentwicklung der EFH.

Bei den Eigentumswohnungen (Abbildung 7) sind zwei Ausreisser zu erkennen, ausserdem schwanken die Renditen weniger stark um den Nullpunkt als in Abbildung 5. Die Vorjahresquartale sind damit eher trendbehaftet als die Vorquartale. In Abbildung 8 ist die Finanzkrise von 2007 bis 2009 klar erkennbar, da sie zu negativen Renditen bei den Einfamilienhäusern geführt hat. Daneben sind zwei weitere Trends zu erkennen: Einerseits steigen die Renditen zwischen 2003 und 2007 kontinuierlich an, was auf eine Boomphase hinweist, und andererseits sind ab 2011 stetig sinkende Renditen gegenüber dem Vorjahresquartal zu beobachten. Dies deutet darauf hin, dass die (zu) hohen Preise langsam vom Markt korrigiert werden, was mit den Forschungsergebnissen von Titman, Wang & Yang (2014) übereinstimmt. Da Zeitreihen mit Trends und Strukturbrüchen für eine Modellbildung ungeeignet sind, wird im weiteren Verlauf dieser Arbeit mit der Rendite des Vorquartals gerechnet, zudem werden die vorgängig erwähnten Ausreisser durch den Wert 0 ersetzt und als neue abhängige Variable `D_EGTW_NIV` und `D_EFH_NIV` abgespeichert. Eine weitere Möglichkeit besteht darin, die Zeitreihe aufzuteilen und mittels Dummy-Variablen die einzelnen strukturbedingten Phasen zu codieren (Schwarz (a), 2012, Folie 39). Dieser Ansatz wird aber aufgrund der Unübersichtlichkeit und schwierigen Interpretierbarkeit nicht weiter verfolgt.

Ein weiterer Anhaltspunkt in der visuellen Erkennung von Stationarität ist das Korrelogramm der logarithmierten Zeitreihe beziehungsweise der Eigenheimpreisrenditen. Aufgrund der vorangehenden Betrachtung wäre auch beim Korrelogramm in Abbildung 9 und 10 zu erwarten, dass die logarithmierte Reihen keinen Trend enthalten und deshalb als stationär bezeichnet werden können.

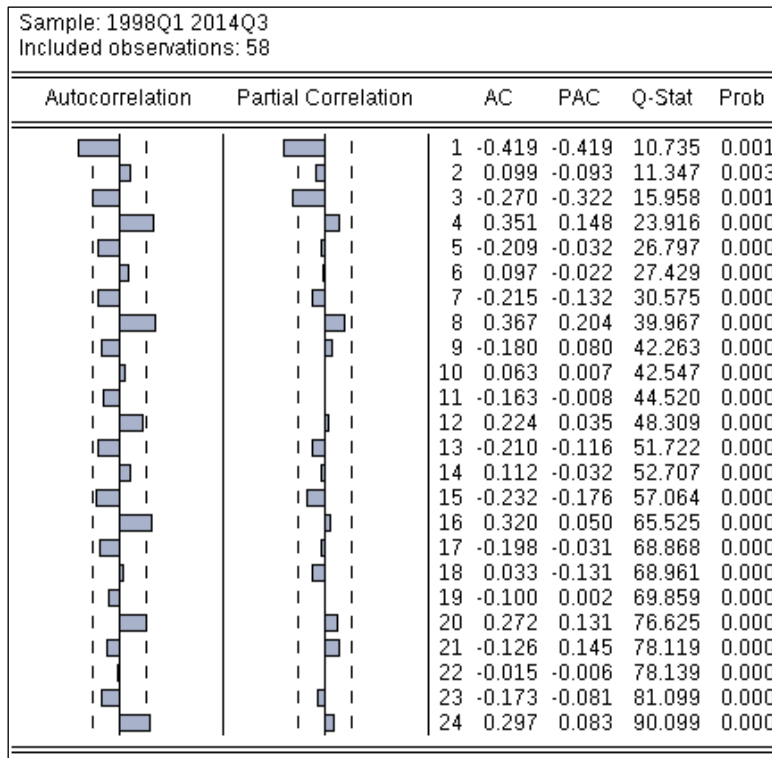


Abb. 9: Korrelogramm der nivellierten EGTW-Renditen bis Lag 24.

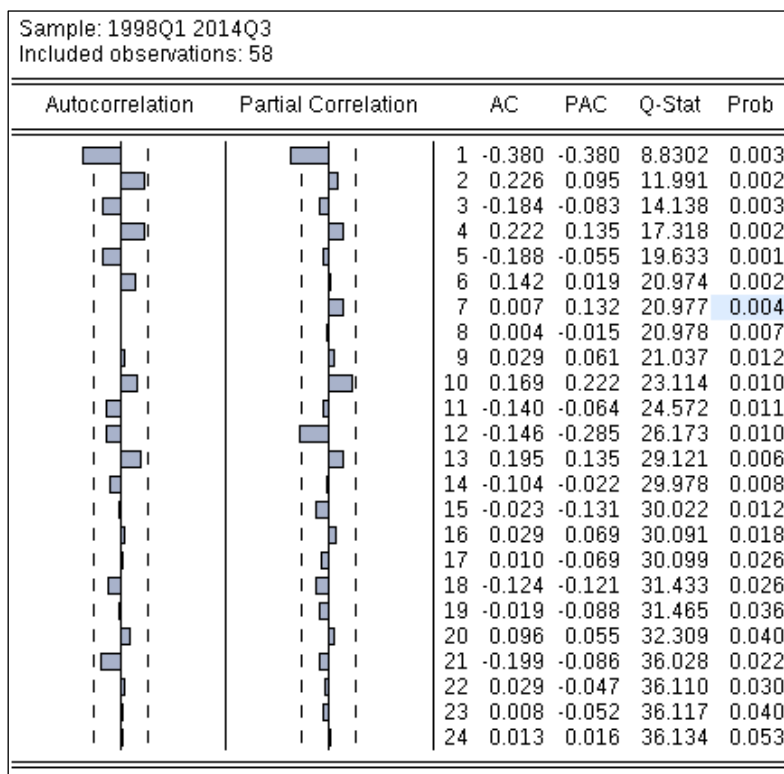


Abb. 10: Korrelogramm der nivellierten EFH-Renditen bis Lag 24.

Die Autokorrelation und die partielle Autokorrelation in Abbildung 9 und 10 weisen zwar auf eine Stationarität der Zeitreihe hin, jedoch kann ein Trend genau wie bei den anderen visuellen Methoden nicht mit Sicherheit ausgeschlossen werden. Eine Zeitreihe ist wie bereits erwähnt stationär, wenn sie einen konstanten Erwartungswert und eine nicht vom Zeitpunkt t abhängige Varianz besitzt. Da Stationarität eine notwendige Voraussetzung für die anschließende Regression darstellt, wird ein Unit-Root-Test angewendet, mit dem die Stationarität der Zeitreihe auf einem bestimmten Konfidenzlevel getestet wird. Die Autoren wählen den Augmented Dickey-Fuller-Test (in der Folge mit ADF-Test abgekürzt), der auch bei autokorrelierten Residuen anwendbar ist. Dieser Test prüft, ob die Differenz einer Variable stationär ist. Die Nullhypothese des ADF-Tests lautet wie folgt: Die Zeitreihe enthält eine Einheitswurzel und folgt einem stochastischen Trend. Die Zeitreihe entspricht also einem Random Walk mit Drift. Die zugehörige Alternativhypothese geht vom Fehlen einer Einheitswurzel und damit von der Stationarität der Zeitreihe aus. Die Nullhypothese wird bei diesem Test einseitig getestet. Die Resultate des ADF-Tests können den Abbildungen 11 und 12 entnommen werden.

Null Hypothesis: D_EGTW_NIV has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.309075	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.555023	
	5% level		-2.915522	
	10% level		-2.595565	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D_EGTW_NIV)				
Method: Least Squares				
Date: 12/28/14 Time: 15:29				
Sample (adjusted): 2001Q1 2014Q3				
Included observations: 55 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_EGTW_NIV(-1)	-2.179216	0.298152	-7.309075	0.0000
D(D_EGTW_NIV(-1))	0.642827	0.230840	2.784733	0.0075
D(D_EGTW_NIV(-2))	0.356539	0.133380	2.673109	0.0101
C	0.019708	0.004010	4.914354	0.0000
R-squared	0.764350	Mean dependent var		0.000544
Adjusted R-squared	0.750488	S.D. dependent var		0.046099
S.E. of regression	0.023027	Akaike info criterion		-4.634363
Sum squared resid	0.027042	Schwarz criterion		-4.488375
Log likelihood	131.4450	Hannan-Quinn criter.		-4.577908
F-statistic	55.14096	Durbin-Watson stat		1.885442
Prob(F-statistic)	0.000000			

Abb. 11: Augmented Dickey-Fuller-Test für die nivellierte EGTW-Rendite, beurteilt mit dem AIC.

Der ADF-Test für die Eigentumswohnungsrendite zeigt mit einem p-Wert von 0.0% einen hochsignifikanten Schätzer, die Nullhypothese kann sogar auf einem Konfidenzlevel von 99% verworfen werden (Signifikanzlevel = 1%). Dies bedeutet, dass die Zeitreihe der EGTW-Rendite stationär ist und in dieser Form in die Regression einfließen darf.

Null Hypothesis: D_EFH_NIV has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.89805	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.550396	
	5% level		-2.913549	
	10% level		-2.594521	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D_EFH_NIV)				
Method: Least Squares				
Date: 12/28/14 Time: 15:31				
Sample (adjusted): 2000Q3 2014Q3				
Included observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_EFH_NIV(-1)	-1.380519	0.116029	-11.89805	0.0000
C	0.006845	0.002885	2.372672	0.0212
R-squared	0.720192	Mean dependent var		0.001201
Adjusted R-squared	0.715105	S.D. dependent var		0.040251
S.E. of regression	0.021484	Akaike info criterion		-4.808519
Sum squared resid	0.025387	Schwarz criterion		-4.736833
Log likelihood	139.0428	Hannan-Quinn criter.		-4.780659
F-statistic	141.5635	Durbin-Watson stat		1.969224
Prob(F-statistic)	0.000000			

Abb. 12: Augmented Dickey-Fuller-Test für die nivellierte EFH-Rendite, beurteilt mit dem AIC.

Der ADF-Test für die nivellierte Einfamilienhausrendite zeigt mit einem p-Wert von 0.0% ebenfalls einen hochsignifikanten Schätzer, die Nullhypothese kann auch hier auf einem Konfidenzlevel von 99% verworfen werden (Signifikanzlevel = 1%). Dies bedeutet, dass die Zeitreihe der EFH-Rendite stationär ist und in dieser Form in die Regression einfließen darf.

Im Anschluss an die Untersuchung der beiden Renditen folgt eine Analyse zur Autokorrelation. Im Gegensatz zu Modellen ohne Zeitreihencharakter beinhalten Zeitreihenmodelle häufig autokorrelierte Residuen. Diese führen zu einer Verzerrung bei den t-Tests und die Konfidenzintervalle werden tendenziell überschätzt, was zu einer Missspezifikation des Modells führen kann (Schwarz (b), Folie 10). Dazu wird in einer Untersuchung ein Streudiagramm der beiden Renditen ihrer jeweils um ein Quartal in die Vergangenheit verzögerten Rendite gegenübergestellt.

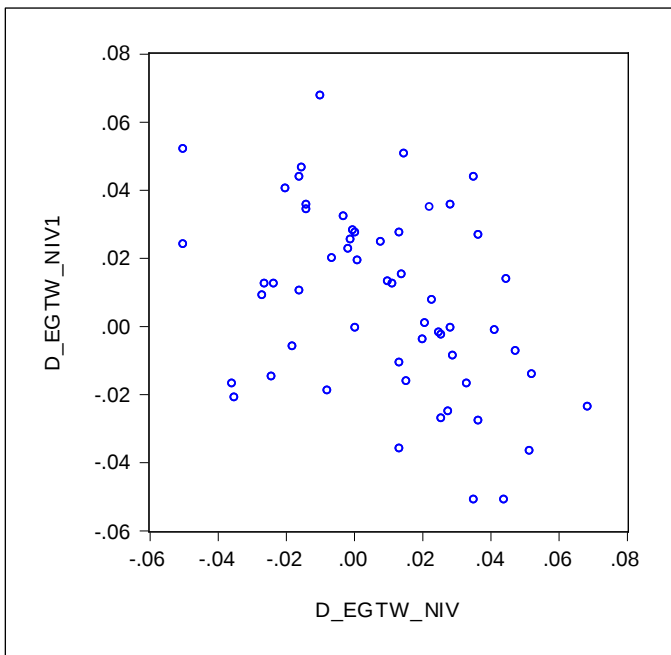


Abb. 13: Lagged Scatterplot der nivellierten EGTW-Rendite.

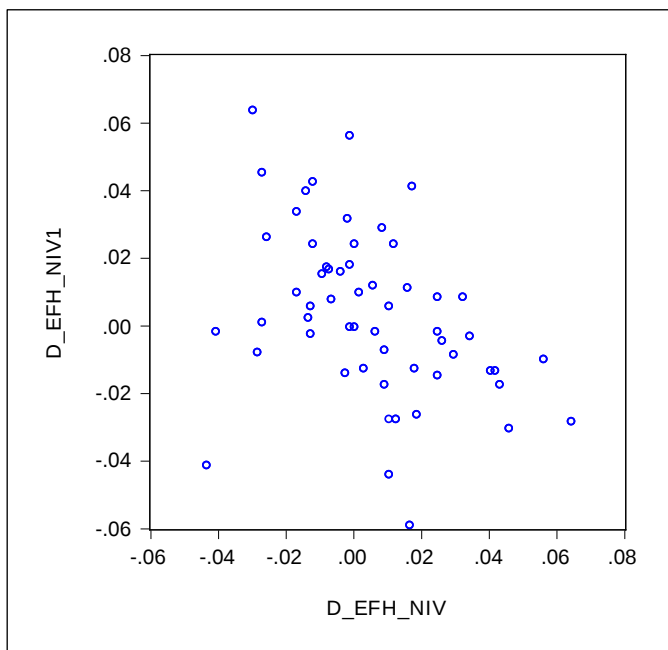


Abb. 14: Lagged Scatterplot der nivellierten EFH-Rendite.

In Abbildung 13 und 14 ist eine schwach negative lineare Abhängigkeit der EGTW- resp. EFH-Rendite von der direkten Vergangenheit (Vorquartal) erkennbar. Dies deutet auf ein Fehlen von Autokorrelation hin, weshalb die Zeitreihen zur Modellbildung verwendet werden dürfen.

4.3.2 Parameter- und Modellschätzung

Nachdem die zu erklärende Variable analysiert und modelliert wurde, gilt es auch die unabhängige Variable für die Regression vorzubereiten und anschliessend zu schätzen. Dazu wird die Zeitreihe erneut auf ihre Stationarität und Autokorrelation hin untersucht. Erst in der Folge können die Modellparameter zuverlässig und unverzerrt geschätzt werden. Die Autoren führen die notwendigen Tests durch, ohne dass dabei auf repetitive Ausführungen eingegangen wird.

4.3.2.1 Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die EGTW-Rendite

In diesem Unterkapitel wird das erste Regressionsmodell erstellt. Das Ergebnis des Einflusses der Anzahl Transaktionen auf die EGTW-Rendite ist in Abbildung 15 ersichtlich.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006136	0.003457	1.774725	0.0877
D_TRX_EGTW	0.121993	0.036383	3.353060	0.0025
D_TRX_EGTW(1)	-0.104254	0.038494	-2.708361	0.0118
QUARTAL="Q3"	0.015651	0.007246	2.159826	0.0402
R-squared	0.728881	Mean dependent var		0.009416
Adjusted R-squared	0.697598	S.D. dependent var		0.029491
S.E. of regression	0.016218	Akaike info criterion		-5.281864
Sum squared resid	0.006838	Schwarz criterion		-5.095038
Log likelihood	83.22796	Hannan-Quinn criter.		-5.222097
F-statistic	23.29962	Durbin-Watson stat		2.200184
Prob(F-statistic)	0.000000			

Abb. 15: Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die nivellierte EGTW-Rendite.

Wie in der obigen Abbildung ersichtlich, beinhaltet das Modell die folgenden Variablen:

- KONSTANTE C
- D_TRX_EGTW
- D_TRX_EGTW(1)
- QUARTALSDUMMY

Mit Hilfe dieser Variablen lässt sich eine allgemeingültige Regressionsgleichung aufstellen, die wie folgt lautet: $D_EGTW_NIV = C(1) + C(2) * D_TRX_EGTW + C(3) * D_TRX_EGTW(1) + C(4) * SUMME\ QUARTALSDUMMY$

Die geschätzten Werte für die Koeffizienten C(1) bis C(4) können dem Regressionsergebnis in Abbildung 15 entnommen werden: $D_EGTW_NIV = 0.006136 + 0.121993 * D_TRX_EGTW + (-0.104254) * D_TRX_EGTW(1) + QUARTALSDUMMY$.

Obwohl die Interpretation des Einflusses einer bestimmten unabhängigen Variablen direkt anhand von Abbildung 15 erfolgen kann, dient die obige Regressionsgleichung der Veranschaulichung. Vor diesem Hintergrund werden nachfolgend die einzelnen Koeffizienten für den Einfluss der Anzahl Transaktionen interpretiert. Die Interpretationen beruhen auf der Annahme, dass sich lediglich die genannte Variable verändert und die restlichen Variablen des Modells gleich bleiben.

Konstante (C): 0.006136

Bleiben alle Variablen im Modell unverändert, so steigt der Preis der Eigentumswohnungen pro Quartal um 0.6%. Diese Veränderung beinhaltet die Einflüsse aller nicht beobachtbaren oder nicht ins Modell einbezogenen Variablen.

D_TRX_EGTW: 0.121993

Steigt die Anzahl der Transaktionen um eine Einheit, so steigt die nivellierte EGTW-Rendite um 12.2%. Einfacher ausgedrückt: Steigen die Anzahl Transaktionen, so steigen auch die Preise. Die Erhöhung der Anzahl Transaktionen hat somit einen positiven Einfluss auf die EGTW-Rendite. Damit konnte bereits für das erste Modell ein statistisch signifikanter Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Preisentwicklung festgestellt werden.

D_TRX_EGTW(1): -0.104254

Steigt die Veränderungsrate der um ein Quartal zurückversetzten Anzahl Transaktionen um eine Einheit, so sinkt die nivellierte EGTW-Rendite um 10.4%. Die Erhöhung der Anzahl Transaktionen mit Lag 1 hat also einen negativen Einfluss auf die EGTW-Rendite.

QUARTALSDUMMY

In einem Regressionsmodell mit einer Konstante darf die Anzahl der Dummies höchstens $n - 1$ betragen, da sonst perfekte Multikollinearität vorliegt und das Modell nicht mehr geschätzt werden kann (Schwarz (a), Folie 39). Dabei enthält die Konstante C unter anderem den Einfluss der nicht im Modell eingeführten – weil nicht signifikanten – Quartalsvariablen Q1, Q2 und Q4.

Dependent Variable: D_EGTW_NIV				
Method: Least Squares				
Date: 01/05/15 Time: 22:43				
Sample (adjusted): 2007Q1 2014Q2				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017478	0.007494	2.332182	0.0284
D_TRX_EGTW	0.059104	0.049681	1.189668	0.2458
D_TRX_EGTW(1)	-0.148519	0.048681	-3.050837	0.0055
QUARTAL="Q1"	-0.016694	0.014179	-1.177400	0.2506
QUARTAL="Q3"	0.003947	0.010676	0.369755	0.7148
QUARTAL="Q4"	-0.020542	0.010131	-2.027611	0.0538
R-squared	0.770291	Mean dependent var		0.009416
Adjusted R-squared	0.722434	S.D. dependent var		0.029491
S.E. of regression	0.015537	Akaike info criterion		-5.314273
Sum squared resid	0.005794	Schwarz criterion		-5.034033
Log likelihood	85.71409	Hannan-Quinn criter.		-5.224622
F-statistic	16.09596	Durbin-Watson stat		2.368417
Prob(F-statistic)	0.000001			

Abb. 16: Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die nivellierte EGTW-Rendite mit den nicht signifikanten Quartalsvariablen.

4.3.2.2 Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die EFH-Rendite

Nachdem im vorangehenden Unterkapitel der Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die EGTW-Rendite untersucht wurde, wird in diesem Abschnitt der Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die EFH-Rendite analysiert.

Dependent Variable: D_EFH_NIV				
Method: Least Squares				
Date: 12/30/14 Time: 20:06				
Sample (adjusted): 2007Q1 2014Q1				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009823	0.003455	2.843058	0.0086
D_TRX_EFH	0.103889	0.023213	4.475450	0.0001
D_TRX_EFH(2)	0.091638	0.024985	3.667691	0.0011
R-squared	0.466505	Mean dependent var		0.006831
Adjusted R-squared	0.425467	S.D. dependent var		0.024140
S.E. of regression	0.018298	Akaike info criterion		-5.066405
Sum squared resid	0.008705	Schwarz criterion		-4.924961
Log likelihood	76.46287	Hannan-Quinn criter.		-5.022107
F-statistic	11.36761	Durbin-Watson stat		2.172157
Prob(F-statistic)	0.000284			

Abb. 17: Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die nivellierte EFH-Rendite.

Auf eine gleich ausführliche Beschreibung der Interpretation der EFH-Rendite wie bei der Analyse der EGTW-Rendite wird hier aus Platzgründen verzichtet. Obiger Abbildung ist jedoch zu entnehmen, dass die nivellierte EFH-Rendite um 10.4% steigt, wenn die Anzahl der Transaktionen um eine Einheit steigt. Die Erhöhung der Anzahl Transaktionen hat bei den

Einfamilienhäusern somit einen weniger starken Einfluss als bei den Eigentumswohnungen. Dafür hat die um zwei Quartale zurückversetzte Anzahl Transaktionen einen positiven Einfluss auf die Preisentwicklung im aktuellen Zeitraum.

Bevor zusätzliche Variablen zur Beantwortung der Fragestellung herangezogen werden, wird im nächsten Unterkapitel die Qualität der beiden Modelle beurteilt. Nur mit diesem Vorgehen kann die Validität der errechneten Modelle sichergestellt werden.

4.3.3 Diagnose zum Modell

Die im vorangehenden Kapitel durch Regression ermittelten Modelle werden in den kommenden Abschnitten evaluiert. Hierfür wird zuerst der Erklärungsgehalt bestimmt, anschließend wird das Modell auf autokorrelierte Residuen und deren Normalverteilung untersucht.

Um die Qualität – das heisst den Erklärungsgehalt – eines Regressionsmodells festzulegen, dient in der vorliegenden Arbeit das Bestimmtheitsmass R-Quadrat (siehe Abbildung 15 und 17 „R-squared“). Dieses beträgt für das EGTW Modell 72.9%, was wie folgt interpretiert werden kann: 72.9% der totalen Variation des Modells wird durch die Variation der Variablen erklärt. Etwas ungenauer, dafür besser verständlich: Die Variablen der EGTW-Regression erklären rund 72.9% der Preisrenditen der Eigentumswohnungen. Als Mass für die Güte des Gesamtmodells gelten Werte ab 20% als akzeptabel, ab 40% ist die Güte des Regressionsmodells gut, ab 50% sehr gut (Backhaus, Erichson, Plinke, Weiber, 2010, S. 276). In der Praxis werden unterschiedliche Regressionsmodelle häufig anhand des bereinigten Bestimmtheitsmasses („adjusted R-squared“) verglichen, dieses beträgt für das genannte Modell 69.8%. Bei diesem Mass für die Modellgüte wird bei der Hinzunahme jeder neuen Variable ein Abschlag im Bestimmtheitsmass eingerechnet (Cleff, 2008, S. 160-161). Für das EFH-Modell liegt das R-Quadrat bei 46.7%, das bereinigte R-Quadrat liegt bei 42.5%.

Der genannte Erklärungsgehalt der Modelle wird unter Umständen stark von der Autokorrelation in den Residuen beeinflusst. Aus diesem Grund werden die beiden Modelle auf autokorrelierte Residuen untersucht. Obwohl visuelle Methoden wie die Korrelogramme in Abbildung 18 und 19 eine allenfalls vorliegende Autokorrelation nicht ausschliessen können, so vermitteln sie doch einen ersten Eindruck.

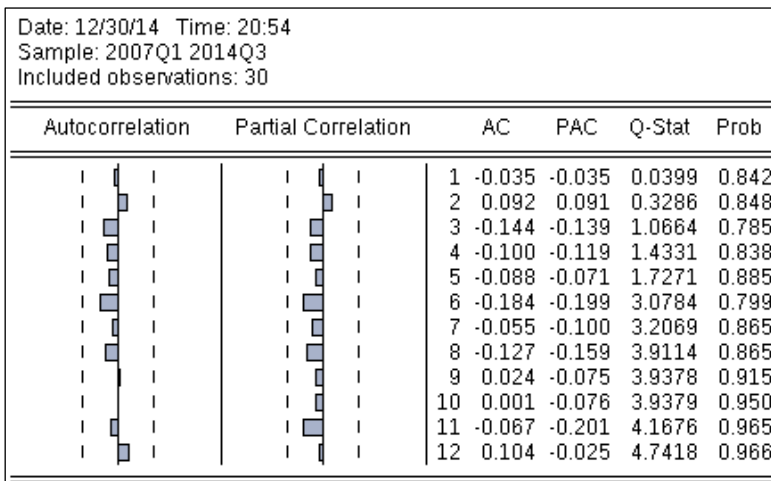


Abb. 18: Korrelogramm der quadrierten Residuen des EGTW-Modells.

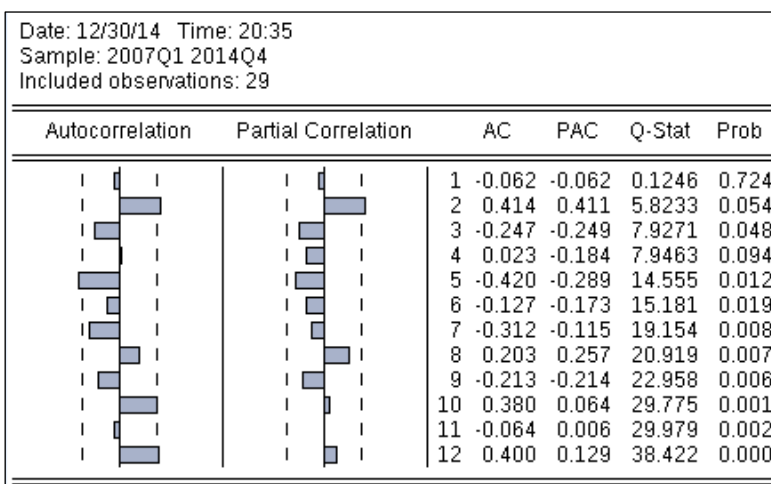


Abb. 19: Korrelogramm der quadrierten Residuen des EFH-Modells.

Neben der visuellen Analyse lassen sich für die geschätzten Modelle verschiedene Testverfahren auf autokorrelierte Residuen durchführen. Zu diesem Zweck wurden der Durbin-Watson-Test (abgekürzt mit DW-Test) und der Breusch-Godfrey-Test (abgekürzt mit BG-Test) durchgeführt. Die hierzu betrachtete DW-Teststatistik liegt für das EGTW-Modell bei 2.20 und für das EFH-Modell bei 2.17, was innerhalb des gewünschten Idealbereichs von 1.5 bis 2.5 liegt (Strobl, 2012, S. 11). Entsprechend dieser Auffassung darf vermutet werden, dass die Residuen bis Lag 1 nicht autokorreliert sind. Während der DW-Test die Autokorrelation lediglich bis Lag 1 testet, untersucht der BG-Test die serielle Autokorrelation, also mehrere Lags. Der BG-Test arbeitet mit der Nullhypothese, dass die Residuen autokorreliert sind. Entsprechend lautet die Alternativhypothese, dass keine Autokorrelation zwischen den Residuen vorliegt. Es ist zu beachten, dass sich die Wahrscheinlichkeit des BG-Tests verändert, je nachdem wie viele Lags geprüft werden. Da eine Zeitreihe mit Quartalsdaten auf eine Ordnung von $p = 4$ schließen lässt, wird der BG-Test mit vier Lags durchgeführt. Bei Lag 4

liegt die Wahrscheinlichkeit der Teststatistik für EGTW bei 10.38% und EFH bei 90.06%, was deutlich über dem Signifikanzniveau von 5% liegt. Die Resultate der beiden Testverfahren lassen darauf schliessen, dass die Residuen bis Lag 4 nicht autokorreliert sind.

Es muss hier ferner beachtet werden, dass die geschätzten Modelle nur auf 29 (EFH-Modell), respektive 30 (EGTW-Modell) Datenpunkten basieren und nicht auf mindestens 50 Datenpunkten, wie dies für eine Normalverteilungsannahme sonst üblich ist.

4.4 Modellierung mittels makroökonomischen Variablen

Im Anschluss an die Schätzung der Eigenheimpreise durch den Einfluss der Anzahl Transaktionen im vorangehenden Kapitel, wird an dieser Stelle die Preisentwicklung mit Hilfe zusätzlicher Variablen geschätzt. Das bedeutet, dass die Autoren alle nach ihrer Ansicht ökonomisch sinnvollen Variablen in die Modelle einfügen.

Als abhängige Variable dienen die gleichen Zeitreihen wie in Kapitel 4.3, der Zeitraum wird jedoch nicht mehr eingeschränkt, sondern beinhaltet alle verfügbaren Datenreihen ab dem Jahr 2000. Im Gegensatz zum letzten Kapitel wird in diesem Unterkapitel aus Platzgründen die Untersuchung der Variablen auf Stationarität mittels visuellen Möglichkeiten (Scatterplot, Korrelogramm und Liniendiagramm) nicht aufgezeigt. Es werden lediglich die Resultate des Augmented Dickey-Fuller-Tests präsentiert. Da alle Originalzeitreihen mit einem Trend behaftet waren, wurden sie jeweils einmal logarithmisch differenziert (Präfix: D).

Die nachfolgende Tabelle zeigt eine Übersicht der unabhängigen Variablen. In der zweiten Spalte wird die Signifikanz des Augmented Dickey-Fuller-Tests nach dem Schwarz Informationskriterium angegeben, die bei einer stationären Zeitreihe weniger als 5% betragen sollte. Bei der Berechnung des ADF-Tests wird in EViews auch gleichzeitig der Durbin-Watson-Test ausgewiesen, sein Wert befindet sich in der dritten Spalte (DW-Test).

Tab. 3: Übersicht der Testwerte zur Stationarität und zur Autokorrelation der Residuen bei den unabhängigen Variablen.

Kurzname der Variable	Signifikanz Tests	ADF-	Resultat Tests	DW-
D_ANGEBOT_EFH	0.0000		2.026459	
D_ANGEBOT_EGTW	0.0000		1.973610	
D_BIP_N_MIO	0.0114		1.876090	
D_ERWERBSLOS	0.0578		2.087830	
D_HYPOTHE_VARIABEL	0.0000		1.998695	
D_LIBOR_3M	0.0000		1.976942	
D_LIK	0.0200		1.882912	
D_NEUWHG	0.0027		1.979226	
D_OBLI_CH_10J	0.0000		2.036587	
D_SPI	0.0000		1.806167	
D_TRX_EGTW	0.0314		1.752116	
D_TRX_EFH	0.0430		1.552145	

Wie Tabelle 3 zu entnehmen ist, sind ausser der Erwerbslosenquote alle Variablen stationär (Signifikanzlevel 5%).

Nach der Parameterschätzung folgt nun eine Schätzung der eigentlichen Modelle. Hierzu werden erneut verschiedene Regressionen durchgeführt. Die nivellierte EGTW-, respektive EFH-Rendite dient als abhängige Variable und die im obigen Abschnitt aufgeführten Zeitreihen dienen als unabhängige Variablen. Als Signifikanzlevel für den Einbezug einer Variable in das Modell beziehungsweise den Ausschluss aus dem Modell dient ein Schwellenwert von jeweils 10%.

Aufgrund ihrer Literaturrecherche gehen die Autoren der vorliegenden Arbeit davon aus, dass alle verwendeten Variablen über einen Einfluss auf die Eigenheimpreisrenditen verfügen. Obwohl die Erwerbslosenquote den ADF-Test auf Stationarität nicht bestanden hat, fließt die Datenreihe in die Modellierung ein, weil die Variable D_ERWERBSLOS mit 5.78% nur knapp über dem Signifikanzniveau von 5% liegt.

4.4.1 Modellschätzung der EGTW-Rendite

Das Ergebnis der EGTW-Regression ist in Abbildung 20 ersichtlich.

Dependent Variable: D_EGTW_NIV Method: Least Squares Date: 12/28/14 Time: 19:43 Sample (adjusted): 2000Q2 2013Q1 Included observations: 52 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007168	0.003215	2.229448	0.0308
D_NEUWHG	0.092086	0.016577	5.555161	0.0000
D_LIBOR_3M(1)	-0.008912	0.005165	-1.725638	0.0913
D_ERWERBSLOS(1)	-0.063828	0.034627	-1.843266	0.0719
D_EGTW_NIV(1)	-0.299877	0.114441	-2.620368	0.0119
D_TRX_EGTW(4)	-0.073269	0.023628	-3.100878	0.0033
QUARTAL="Q2"	0.015634	0.007575	2.064010	0.0448
R-squared	0.605431	Mean dependent var		0.008360
Adjusted R-squared	0.552822	S.D. dependent var		0.026437
S.E. of regression	0.017679	Akaike info criterion		-5.108280
Sum squared resid	0.014064	Schwarz criterion		-4.845613
Log likelihood	139.8153	Hannan-Quinn criter.		-5.007580
F-statistic	11.50809	Durbin-Watson stat		1.811619
Prob(F-statistic)	0.000000			

Abb. 20: Einfluss der makroökonomischen Variablen auf die nivellierte EGTW-Rendite.

Wie bereits bei den Regressionen aus dem Vorkapitel lässt sich auch bei der makroökonomischen Analyse eine Regressionsgleichung aufstellen. Unter Berücksichtigung der Koeffizienten in Abbildung 19 lautet diese Gleichung wie folgt: $D_EGTW_NIV = 0.007168 + 0.092086 * D_NEUWHG + (-0.008912) * D_LIBOR_3M(1) + (-0.063828) * D_ERWERBSLOS(1) + (-0.299877) * D_EGTW_NIV(1) + (-0.073269) * D_TRX_EGTW(4) + QUARTALSDUMMY$.

Vor dem Hintergrund der obigen Regressionsgleichung werden nachfolgend die einzelnen Koeffizienten des Modells aus der EGTW-Regression interpretiert.

Konstante (C): 0.007168

Bleiben alle Variablen im Modell unverändert, so steigt der EGTW-Rendite um 0.7%.

D_NEUWHG: 0.092086

Nimmt die Veränderungsrate der Anzahl Neuwohnungen um eine Einheit zu, so steigen die EGTW-Preise um 9.2%.

D_LIBOR_3M(1): -0.008912

Nimmt die Veränderungsrate des Libors im Vorquartal um eine Einheit zu, so sinkt die EGTW-Rendite im laufenden Quartal um 0.9%. Das kurzfristige Zinsniveau hat in diesem Modell also einen negativen Einfluss auf die Immobilienpreise.

D_ERWERBSLOS(1): -0.063828

Nimmt die Veränderungsrate der Erwerbslosenquote im Vorquartal um eine Einheit zu, so sinkt die EGTW-Rendite im laufenden Quartal um 6.4%. Einerseits ist eine steigende Erwerbslosenquote Ausdruck einer sich abkühlenden Konjunktur, was die Menschen in finanziellen Angelegenheiten vorsichtiger werden lässt – auch jene die nicht selbst von Arbeitslosigkeit betroffen sind. Andererseits führt sie dazu, dass die von der Erwerbslosigkeit betroffenen Personen in der Regel keine Eigenheime mehr erwerben werden, da sie ohne gesichertes Einkommen kaum eine neue Hypothek erhalten. Es ist nach Ansicht der Autoren sogar möglich, dass vermehrt Immobilien verkauft werden, da sich längere Zeit erwerbslose Personen dazu gezwungen sehen, ihr Wohneigentum zu veräußern.

D_EGTW_NIV(1): -0.299877

Steigt die Veränderungsrate der um ein Quartal zurückversetzten EGTW-Rendite um eine Einheit, so sinkt die EGTW-Rendite um 30%. Die Erhöhung der EGTW-Rendite des Vorquartals hat einen signifikant negativen Einfluss auf die EGTW-Rendite im laufenden Quartal.

D_TRX_EGTW(4): -0.073269

Steigt die Anzahl der Transaktionen im Vorjahresquartal um eine Einheit, so sinkt die EGTW-Rendite um 7.3%. Die Erhöhung der Anzahl Transaktionen mit Lag 4 hat in diesem Modell einen negativen Einfluss auf die EGTW-Rendite.

4.4.2 Modellschätzung der EFH-Rendite

Das Ergebnis der EFH-Regression ist in Abbildung 21 aufgeführt.

Dependent Variable: D_EFH_NIV				
Method: Least Squares				
Date: 12/31/14 Time: 10:58				
Sample (adjusted): 2002Q1 2013Q4				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032685	0.008853	3.691819	0.0007
D_TRX_EFH(2)	-0.089493	0.033442	-2.676027	0.0107
D_LIBOR_3M(3)	0.014171	0.005408	2.620519	0.0124
D_EFH_NIV(1)	-0.591125	0.138883	-4.256266	0.0001
D_SPI(2)	0.068413	0.035780	1.912023	0.0631
QUARTAL="Q1"	-0.019880	0.009239	-2.151723	0.0375
QUARTAL="Q2"	-0.028642	0.012070	-2.372941	0.0225
QUARTAL="Q3"	-0.042258	0.015375	-2.748550	0.0089
R-squared	0.449113	Mean dependent var		0.005951
Adjusted R-squared	0.352708	S.D. dependent var		0.024152
S.E. of regression	0.019431	Akaike info criterion		-4.892832
Sum squared resid	0.015103	Schwarz criterion		-4.580965
Log likelihood	125.4280	Hannan-Quinn criter.		-4.774977
F-statistic	4.658597	Durbin-Watson stat		2.130314
Prob(F-statistic)	0.000688			

Abb. 21: Einfluss der makroökonomischen Variablen auf die nivellierte EFH-Rendite.

Auf eine ausführliche Interpretation wie bei der EGTW-Analyse wird hier aus Platzgründen verzichtet. Es ist obiger Abbildung jedoch zu entnehmen, dass sowohl die Anzahl Transaktionen (mit Lag 2) als auch die nivellierte EFH-Rendite (mit Lag 1) einen negativen Einfluss auf die Rendite der aktuellen Periode ausüben. Ausserdem hat die Erhöhung des Libors (mit Lag 3) in diesem Modell einen positiven Einfluss auf die Renditeentwicklung der Einfamilienhäuser. Dieser Effekt wurde auch von den Autoren Grütler & Rehan (2009, S. 20) beobachtet (Kapitel 3.3). Ihrer Interpretation folgend gehen steigende kurzfristige Zinsen mit einer wachsenden Konjunktur einher, was seinerseits einen positiven Effekt auf die Einfamilienhauspreise hat. Vor dem Hintergrund dieser Argumentation widerspiegelt der Libor also nicht nur das kurzfristige Zinsniveau, sondern indirekt auch den Einfluss der Konjunktur auf die Immobilienpreise. Dass dieser Einfluss positiv ist, scheint den Autoren ökonomisch sinnvoll. Die zu Beginn der Arbeit erwähnte und in Kapitel 3.2 detailliert beschriebene Hypothese, dass eine negative Korrelation zwischen dem Obligationen-/Aktienmarkt und den Immobilienpreisen besteht, kann aufgrund obiger Analyse widerlegt werden.

4.4.3 Diagnose der makroökonomischen Modelle

Die Qualität der makroökonomischen Modelle wird aus Vergleichsgründen anhand der gleichen Faktoren ermittelt, die bereits in Kapitel 4.3 zur Anwendung kamen. Namentlich handelt es sich hierbei um das (bereinigte) Bestimmtheitsmass und die Autokorrelation der Residuen.

Das Bestimmtheitsmass für das geschätzte EGTW-Modell beträgt 60.5%. Dies bedeutet, dass 60.5% der totalen Variation des Modells durch die Variation der Variablen erklärt werden kann. Einfacher formuliert: Die Variablen der Regression erklären rund 60.5% der EGTW-Preisrenditen. Da in dieser Regression zahlreiche Variablen enthalten sind, ist das bereinigte Bestimmtheitsmass mit 55.3% tiefer als das unbereinigte. Für das EFH-Modell liegt das R-Quadrat bei 44.9%, das bereinigte R-Quadrat liegt bei 35.3%. Um den Erklärungsgehalt des Modells nicht zu gefährden, werden die Residuen auf Autokorrelation untersucht.

Die DW-Teststatistik beträgt 1.81 (EGTW-Modell), respektive 2.13 (EFH-Modell), was im Idealbereich von 1.5 bis 2.5 nach Strobl liegt (2012, S. 11). Zusammenfassend kann davon ausgegangen werden, dass die beiden geschätzten Modelle keine autokorrelierten Residuen aufweisen.

4.5 Weitere Analysen und abschliessende Interpretation

In den kommenden Abschnitten werden weitere Analysen zum Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise anhand der Region Zürich sowie dem oberen Preissegment vorgenommen und in einer Tabelle gegenübergestellt.

Für die Analyse der regionalen Unterschiede wurde die SRED-Region Zürich ausgewählt, weil in dieser Region die meisten Eigenheimverkäufe stattfanden und der Rückgang bei der Anzahl finanziert Objekte weniger stark war als in den anderen Regionen (SRED - Swiss Real Estate Datapool. (2014) (b), S. 1). Für die Einteilung in die jeweilige Region wird auf Abbildung 22 verwiesen.

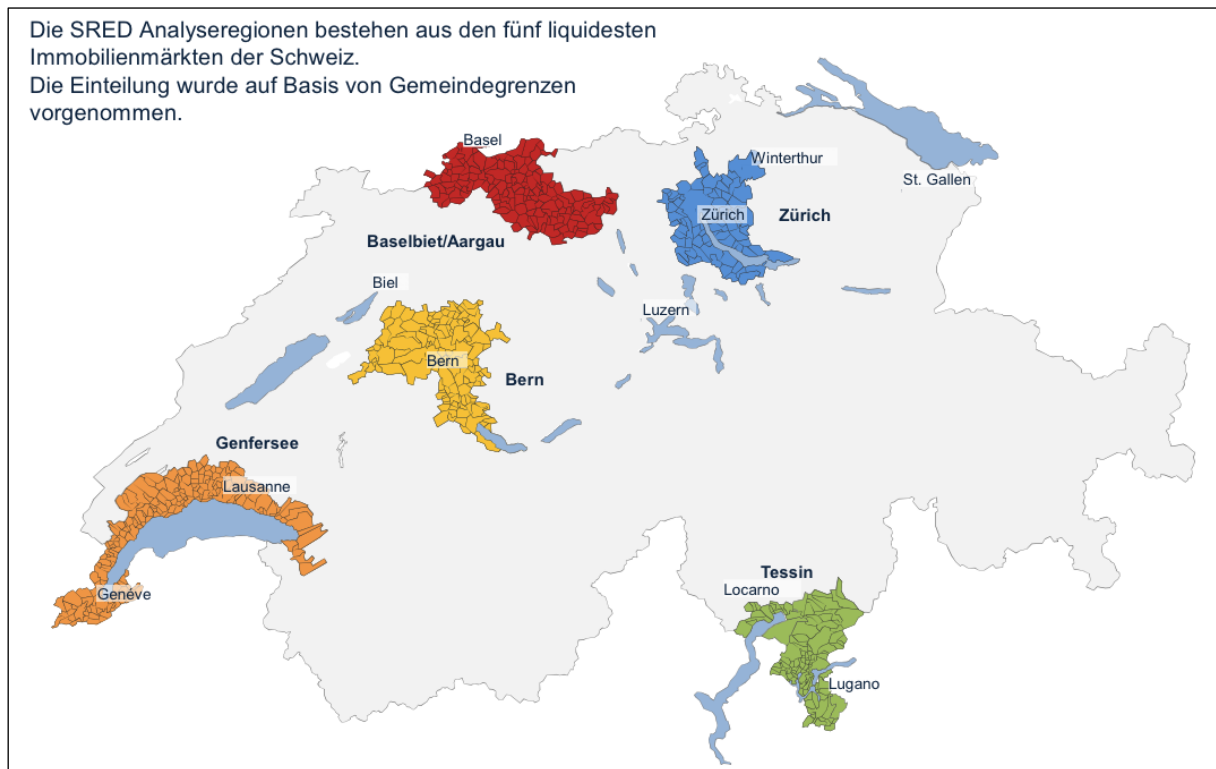


Abb. 22: SRED-Analyseregionen (SRED - Swiss Real Estate Datapool. (2014) (b), S. 10)

Das obere Preissegment wurde von den Autoren definiert als das oberste Viertel (25% der teuersten Objekte) aller verkauften Eigenheime, aufgeteilt nach EGTW und EFH, aber unabhängig vom Verkaufszeitpunkt.

Ein grosser Unterschied zwischen den Modellen lässt sich anhand der verwendeten Variablen nicht erkennen. In Tabelle 4 und 5 sind in einer Übersicht die jeweils verwendeten Variablen sowie die durch die Regressionen errechneten Koeffizienten und die dazugehörigen Standardfehler in Klammern dargestellt.

Tab. 4: Vergleich der errechneten Koeffizienten für die EGTW Modelle.

Modell der Region Zürich	Modell des oberen Preissegments
Konstante (C): 0.014 (0.006)**	Konstante (C): -0.008 (0.006)*
D_TRX_EGTW_ZH: 0.086 (0.046)**	D_TRX_EGTW_TOP25: 0.050 (0.033)*
D_EGTW_ZH(1): -0.530 (0.163)***	D_EGTW_TOP25(1): -0.734 (0.151)***
R ² : 42.7% / adj. R ² : 38.1%	R ² : 61.5% / adj. R ² : 55.4%
*** Signifikanzniveau 1% ** Signifikanzniveau 10% * Signifikanzniveau 15% Standardfehler in Klammern	

Wie Tabelle 4 entnommen werden kann, sind die errechneten Koeffizienten in beiden Modellen sehr ähnlich. Für beide Modelle wurde der Zeitraum erneut auf 2007 bis 2014 eingeschränkt, da die Anzahl Transaktionen nach 2006 erheblich gesunken ist. In beiden Modellen ist der Einfluss der Anzahl Transaktionen positiv und liegt bei 5% (oberes Preissegment) respektive 8.6% (SRED-Region Zürich). Die Güte des Modells der Region Zürich liegt bei 42.7%, während dasjenige des oberen Preissegments bei 61.5% liegt. Der zusätzliche Erklärungsgehalt der beiden Variablen ist entsprechend gering. Eine ähnliche Situation zeigt sich bei der Betrachtung des bereinigten Bestimmtheitsmasses: Bei der Region Zürich liegt es bei 38.1% und bei dem oberen Preissegment bei 55.4%. Die Regression der Region Zürich weist ein geringeres bereinigtes Bestimmtheitsmass auf, da bei diesem Mass für jede zusätzlich im Modell enthaltene Variable ein Korrekturwert von der Güte subtrahiert wird. Ansonsten würde der Erklärungsgehalt eines Modells mit zusätzlichen Variablen immer besser, obwohl diese unter Umständen keinen signifikanten Einfluss ausüben.

Tab. 5: Vergleich der errechneten Koeffizienten für die EFH Modelle.

Modell der Region Zürich	Modell des oberen Preissegments
Konstante (C): 0.023 (0.009)**	Konstante (C): 0.010 (0.004)**
D_TRX_EFH_ZH(4): 0.068 (0.043)*	D_TRX_EFH_TOP25: -0.040 (0.022)**
D_EFH_ZH(1): -0.490 (0.189)**	D_EFH_TOP25(1): -0.557 (0.138)***
R ² : 36.3% / adj. R ² : 27.9%	R ² : 40.4% / adj. R ² : 35.2%
*** Signifikanzniveau 1% ** Signifikanzniveau 10% * Signifikanzniveau 15% Standardfehler in Klammern	

Wie Tabelle 5 entnommen werden kann, sind die errechneten Koeffizienten in den Modellen unterschiedlich, da die Anzahl Transaktionen im oberen Preissegment einen negativen Einfluss auf die Preisentwicklung hat. Nur bei der SRED-Region Zürich ist der Einfluss der Anzahl Transaktionen positiv und liegt bei 6.8%. Dies ist nach der Ansicht der Autoren jedoch auf die veränderte Auswahl des Zeitraums zurückzuführen: Für das Modell der Region Zürich wurde der Zeitraum erneut auf 2007 bis 2014 eingeschränkt, das Modell des oberen Preissegments wurde über die Zeit vom zweiten Quartal 2003 bis zum dritten Quartal 2012 bestimmt, da für das obere Preissegment sonst kein Modell gefunden werden konnte, welches die statistischen Grundvoraussetzungen erfüllt (Stationarität, signifikante Koeffizienten etc.). Aus diesem Grund ist ein Vergleich des Modells mit den anderen Modellen nicht möglich. Die Güte des Modells der Region Zürich liegt bei 36.3%, während dasjenige des oberen Preissegments bei 40.4% liegt. Der zusätzliche Erklärungsgehalt der beiden Variablen ist entsprechend gering. Eine ähnliche Situation zeigt sich bei der Betrachtung des bereinigten Bestimmtheitsmasses: Bei der Region Zürich liegt es bei 27.9% und bei dem oberen Preissegment bei 35.2%.

5 Fazit

Die vorliegende Arbeit hat untersucht, inwiefern die Anzahl Transaktionen einen Einfluss auf die Eigenheimpreise hat. Zur Erklärung der Eigenheimpreisentwicklung haben die Autoren verschiedene Regressionsmodelle entwickelt. Insgesamt wurden sechs Modelle zur Analyse der Anzahl Transaktionen und zwei Modelle zur Analyse von makroökonomischen Variablen erstellt. In der geprüften Fachliteratur wird zahlreichen Variablen ein Einfluss auf die Preisentwicklung zugeschrieben, daher haben sich die Autoren auf die meistgenannten Variablen beschränkt. Da nicht für alle Variablen eine geeignete Datenreihe gefunden werden konnte und zudem nicht alle Reihen die Voraussetzungen für eine Zeitreihenanalyse erfüllen, wurden die Regressionen mit den folgenden Variablen durchgeführt:

Für die Parametrisierung der Modelle wurde der Zeitraum zwischen 2000 und 2014 auf Quartalsbasis gewählt. Bei der Analyse der Anzahl Transaktionen wurde der Zeitraum auf 2007 bis 2014 eingeschränkt, da die Anzahl finanzierter Objekte nach 2006 signifikant zurückgegangen ist.

Hypothese 1:

Für alle Modelle, welche nur die Anzahl Transaktionen analysierten, konnte ein statistisch signifikanter positiver Einfluss der Anzahl Transaktionen auf die Eigenheimpreise festgestellt werden. Die Werte belaufen sich je nach Modell auf zwischen 5% und 12% was wie folgt interpretiert werden kann: Steigt die Anzahl der Transaktionen um eine Einheit, so steigt der Eigenheimpreis zwischen 5% und 12%. Da jeweils die logarithmische Differenz zwischen zwei Quartalen berechnet wird, bedeutet die Erhöhung um eine Einheit, dass sich die Anzahl um 100% erhöhen muss, damit der beschriebene Effekt eintritt. Einfacher ausgedrückt: Steigen die Anzahl Transaktionen, so steigen auch die Preise. Die Erhöhung der Anzahl Transaktionen hat somit einen positiven Einfluss auf alle Rendite.

Hypothese 2:

Die These 2 zu den regionalen Unterschieden anhand der Region Zürich ergibt ein ähnliches Bild wie beim gesamten Markt für Eigenheime: Der Einfluss der Anzahl Transaktionen wirkt sich positiv auf die Preisrendite aus (EGTW mit 8.6 % und EFH mit 6.8%). Die Autoren hätten gerne weitere SRED-Regionen analysiert, dies war aber aufgrund der Datenverfügbarkeit und insbesondere der Tatsache, dass ein Datendownload ausserhalb der Räumlichkeiten der HWZ nur beschränkt durchführbar war, leider nicht möglich.

Hypothese 3:

Für die Modelle, welche das obere Preissegment analysieren, konnte nur bei den Eigentumswohnungen ein statistisch signifikanter positiver Einfluss der Anzahl Transaktionen festgestellt werden. Dieser liegt mit 5% von allen aussagekräftigen Modellen am tiefsten.

Für die Untersuchung zu weiteren Segmenten wie Grösse der Eigenheime (beispielsweise Eigentumswohnungen über 100 Quadratmeter) wäre es interessant, weitere Studien zu erstellen – dies als Anregung der Autoren an die Auftraggeber der vorliegenden Arbeit.

Hypothese 4:

Die aufgestellte Hypothese, dass eine negative Korrelation zwischen dem Obligationen- / Aktienmarkt und den Immobilienpreisen besteht, konnte in dieser Arbeit zumindest für Einfamilienhäusern widerlegt werden.

Literaturverzeichnis

- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W. & Weiber, R. (2011). *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Berlin: Springer.
- Barnetta, I. & Gerber, D. (2011). Entwicklung des Schweizer Immobilienmarktes und die Rolle des Staates. *Die Volkswirtschaft. Das Magazin für Wirtschaftspolitik*. 5. S. 54-58.
- Belke, A. (2010). Die Auswirkungen der Geldmenge und des Kreditvolumens auf die Immobilienpreise. Ein ARDL-Ansatz für Deutschland. Universität Duisburg Essen.
- Berger, D. (2010). *Wissenschaftliches Arbeiten in den Wirtschafts- oder Sozialwissenschaften. Hilfreiche Tipps und praktische Beispiele*. Gabler Verlag.
- Berkovec, J.A. & Goodman, J.L. (1996). Turnover as a Measure of Demand for Existing Homes. *Real Estate Economics*. Vol. 24, No. 4, S. 421-440.
- Borgy, B., Clerc, L. & Renne, J.-P. (2011). Measuring Aggregate Risk: Can we robustly identify asset-price boom-bust cycles?. Online (10.11.2014): <http://www.imfs-frankfurt.de/documents/3clerc.pdf>
- Bundesamt für Sozialversicherungen (BSV) (Hrsg.). (2011). Bericht des Bundesrates zuhanden der Bundesversammlung über die Zukunft der 2. Säule. Online (01.10.2014): <http://www.bsv.admin.ch/aktuell/medien/00120/index.html?lang=de&msg-id=42837>
- Bundesamt für Statistik (BFS). (2013) (a). Vorübergehende Einstellung der Publikation der vierteljährlichen Wohnbaustatistik. Online (07.11.2014): http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/09/04/blank/key/wohnungsbau__vierteljaehrlich.html
- Bundesamt für Statistik (BFS). (2014) (b). Arbeitslosigkeit, offene Stellen – Indikatoren. Einleitung. Online (07.11.2014): <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/03/03/blank/key/einleitung.html>
- Bundesgesetz über die berufliche Vorsorge (BVG) vom 25. Juni 1982, SR 831.40.
- Clayton, J., MacKinnon, G. & Peng, L. (2008). Time Variation of Liquidity in the Private Real Estate Market: An Empirical Investigation. *Journal of Real Estate Research*. Vol. 30, No. 2, S. 125-160.
- Clayton, J., Miller, N. & Peng, L. (2008). Price-Volume Correlation in the Housing Market: Causality and Co-movements. *Journal of Real Estate Finance and Economics*.

- Cleff, T. (2008). Deskriptive Statistik und moderne Datenanalyse. Eine computergestützte Einführung mit Excel, SPSS und STATA. Wiesbaden: Gabler Verlag.
- Credit Suisse Global Research (2014). Immobilienmarkt 2014. Strukturen und Perspektiven. Swiss Issues Immobilien. 10.02.2014.
- Dreger, C. (2011). Methoden zur Analyse der Entwicklung von Vermögenspreisen mit Blick auf Erkennung von Anzeichen zur Blasenbildung. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Falk, M. et al. (2012). A First Course on Time Series Analysis. Online (06.10.2014): http://www.statistik-mathematik.uni-wuerzburg.de/fileadmin/10040800/user_upload/time_series/the_book/2012-August-01-times.pdf
- Finanzmonitor (2012). Immobilienblase in der Schweiz – Risiken für Eigentümer. Online (27.10.2014): <http://www.finanzmonitor.com/immobilien-hypothek/blase-schweiz/>
- Finanz und Wirtschaft (2013). Bundesrat aktiviert antizyklischen Kapitalpuffer. Online (20.10.2014): <http://www.fuw.ch/article/bundesrat-aktiviert-antizyklischen-kapitalpuffer/>
- Gabriel, M. (2010). Korrelationen nicht vernachlässigen. Real Estate Immobilien & Anlagen – RFM 3 - 10. S. 18 – 19. Online (14.10.2014): <http://www.mvinvest.ch/portals/0/Presseartikel/RFM-Gabriel-3-10.pdf>
- Genesove, D. & Mayer, C. (2001). Loss Aversion and Seller Behaviour Evidence from the Housing Market. Quarterly Journal of Economics. Vol. 116, No. 4, S 1233-1260.
- Gerdesmeier, D. , Lenarčič, A. & Roffia, B. (2012). An alternative method for identifying booms and busts in the euro area housing market. Working Paper Series. 1293 / November 2012. European Central Bank.
- Grütler, M. & Rehan, C. (2009). Preisbildenden Faktoren von privaten Immobilien. Working Paper Series. IF28V1/09. Technische Universität Carolo-Wilhelmina zu Braunschweig.
- Hausmann, U. (2010). Warten auf Godot: Keine Immobilienpreisblase in Sicht. Private. Das Geld-Magazin. 06.2010. S. 24-25.
- Heine, T., Hölzelbein, F.& Seel, M. (2009). Computergestützte Datenanalyse (Modul M3). Multiple Regression. Universität Freiburg. Online (29.11.2014): <http://www.psychologie.uni-freiburg.de/abteilungen/Sozialpsychologie.Methodenlehre/courses/ss-09/spss-und-statistik/handout2.pdf>

- IBM SPSS Forecasting (2013). Online (06.11.2014):
ftp://public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/statistics/22.0/de/client/Manuals/IBM_SPSS_Forecasting.pdf
- Iconomix (2012). Immobilienblase in der Schweiz? Online (02.11.2014):
<http://www.iconomix.ch/de/blog/555-immobilienblase-in-der-schweiz/>
- Ilg, P. (2014, 20. Juni) (a). Weniger Eigenheimtransaktionen in Zentrumslagen. NZZ domizil – Der Immobilienmarkt der „Neuen Zürcher Zeitung“, S. 1.
- Ilg, P. (2014, 20. Juni) (b). Abkühlung der Immobilienmärkte in Zentrumsregionen. Medienmitteilung. Hochschule für Wirtschaft Zürich HWZ.
- Luchsinger, C. (2012) (a). Die Immobilienkrise der 90er-Jahre – droht ein Déjà-vu?. In: Immobilien aktuell, Mai 2012, S. 6-9. Zürich: Financial Engineering, Immobilien, Zürcher Kantonalbank.
- Luchsinger, C. (b). 4. Zeitreihenanalyse, ARCH & GARCH. Online (06.11.2014):
<http://www.luchsinger-mathematics.ch/kap4.pdf>
- Maathius, M. (2012). Regression – Model building. Seminar for Statistics. Eidgenössisch Technische Hochschule Zürich. Online (13.12.2014):
<http://stat.ethz.ch/education/semesters/ss2012/regression/Part8.pdf>
- Merkt, A. (2012). Immobilienpreise steigen nur noch bis 2013. Online (20.12.2014):
<http://www.tagesanzeiger.ch/wirtschaft/konjunktur/Immobilienpreise-steigen-nur-noch-bis-2013/story/14746215>
- Neue Zürcher Zeitung (2013). Bundesrat bekämpft drohende Immobilienblase. Online (31.10.2014): <http://www.nzz.ch/aktuell/wirtschaft/wirtschafts-nachrichten/bundesrat-kapitalpuffer-immobilienplase-1.17999550>
- Schöchli, H. (2012). Bundesrat verschärft Bankregeln. Neue Zürcher Zeitung. Online (31.10.2014): <http://www.nzz.ch/aktuell/wirtschaft/uebersicht/bundesrat-verschaerft-bankregeln-1.17138920>
- Schwarz, J. (2012) (a). Skript zur Zeitreihenanalyse. Lernsequenz 06: Deskriptive Modellierung von Zeitreihen. MSc Banking & Finance. Hochschule Luzern Wirtschaft.
- Schwarz, J. (2012) (b). Skript zur Zeitreihenanalyse. Lernsequenz 07: Einführung in die stochastische Modellierung. MSc Banking & Finance. Hochschule Luzern Wirtschaft.
- Schwarz, J. (2012) (c). Skript zur Zeitreihenanalyse. Lernsequenz 08: Regression zwischen Zeitreihen / ARMA-Modelle. MSc Banking & Finance. Hochschule Luzern Wirtschaft.

- Shi, S., Young, M. & Hargreaves, B., (2010). House Price-Volume Dynamics: Evidence from 12 Cities in New Zealand. *Journal of Real Estate Research*. Vol. 32, No. 1.
- SRED - Swiss Real Estate Datapool. (2014) (a). Abkühlung der Eigenheimmärkte in Schweizer Zentrumsregionen. *Swiss Real Estate Datapool Newsletter Q1 2014*.
- SRED - Swiss Real Estate Datapool. (2014) (b). Weiterer Rückgang der Anzahl Eigenheimtransaktionen in der Schweiz. *Swiss Real Estate Datapool Newsletter Q3 2014*.
- Staffelbach, D. (2011). Immobilienblasen: Ursachen und Auswirkungen. Online (29.11.2014): http://www.itera.ch/images/files/downloads/vision/2011_1/immobilienblasen.pdf
- Stein, J.C. (1995). Prices and Trading Volume in the Housing-Market – A Model with Down-Payment Effects. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110, No. 2, S. 379-406.
- Strobl, A. (2012). Immobilienindizes als Zeitreihe und als Funktion makroökonomischer Variablen. Nummer 76/2012, Working Paper Series, Fachhochschule des BFI Wien.
- Titman, S., Wang, K. & Yang, J. (2014). The Dynamics of Housing Prices. *Journal of Real Estate Research*. Vol. 36, No. 3.
- Universität Texas (2007). Solving Stepwise Regression Problems. The University of Texas at Austin. Online (17.11.2014): <http://www.utexas.edu/search/results.php?cx=006470498568929423894%3Aetsxpcor8wm&cof=FORID%3A10&q=solving+stepwise+regression+problems>
- Universität Zürich (2010) (a). Methodenberatung. Datenanalyse. Online (24.09.2014): <http://www.methodenberatung.uzh.ch/datenanalyse.html>
- Universität Zürich (2010) (b). Methodenberatung. Zusammenhänge. Online (24.09.2014): <http://www.methodenberatung.uzh.ch/datenanalyse/zusammenhaenge.html>
- Universität Zürich (2010) (c). Methodenberatung. Multiple Regressionsanalyse. Online (24.09.2014): <http://www.methodenberatung.uzh.ch/datenanalyse/zusammenhaenge/mreg.html>
- Vimentis (2012). Die Gefahr einer Immobilienblase. Online (03.12.2014): <http://www.vimentis.ch>
- Wheaton, W.C. & Lee, N.J. (2008). Do Housing Sales Drive Prices or the Converse? Working paper 08-01. Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology.
- Wüest & Partner. Immobilienindizes. Online (12.10.2014): http://www.wuestundpartner.com/dms/markt/Indizes/Index-Familie_WuP.pdf