Relation zwischen Immobilienpreisen, Bevölkerungswachstum und Immigration in der Schweiz

Masterarbeit

am

Lehrstuhl für Makroökonomie, Internationale Industrie- und Wachstumspolitik
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
Universität Freiburg Schweiz

vorgelegt von

stud. rer. pol. Fabienne Helfer
aus Freiburg
10. Fachsemester

Frühlingssemester 2014
Abgabetermin: 07. August 2014
Leitung: Prof. Dr. Volker Grossmann

Fabienne Helfer
Ch. Bois des Rittes 14, CH-1723 Marly
fabienne.helfer@unifr.ch

Inhaltsverzeichnis

Verzeichnis der Tabellen ... 3
Verzeichnis der Abbildungen ... 4
I. Einleitung ... 5
II. Literaturübersicht ... 8
1. Immobilienpreise ... 8
1.1. Entwicklung und Eigenschaften der Immobilienpreise ... 8
1.2. Eigenschaften des Schweizer Immobilienmarktes ... 9
1.3. Wichtige Einflussgrössen ... 10
2. Migration ... 13
2.1. Entwicklung der Migration ... 13
2.2. Schwierigkeiten bei der Schätzung des Effekts von Immigration ... 14
3. Einfluss der Immigration auf die Immobilienpreise ... 16
3.1. Theoretische Untersuchung ... 16
3.2. Empirische Untersuchung ... 18
3.3. Gesellschaftliche Wohlfahrtskonsequenzen der Immigration ... 20
III. Empirische Analyse mit Daten zur Schweiz ... 22
1. Datensatz ... 22
2. Methode ... 24
3. Schätzansatz ... 25
4. Ergebnisse ... 28
4.1. Deskriptive Statistik ... 28
4.2. Regressionsanalysen ... 31
IV. Konklusion ... 38
Literaturverzeichnis ... 40
Anhang ... 43
Erklärung ... 57

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1: Die Variablen und ihre Einheiten 43

Tabelle 2: Deskriptive Statistik (Originaldaten von 2005-2012) 44

Tabelle 3: Deskriptive Statistik pro Jahr (Originaldaten) 44

Tabelle 4: Deskriptive Statistik pro Agglomeration (Originaldaten) 45

Tabelle 5: Deskriptive Statistik zur 1. Differenz der Variablen pro Jahr (Originaldaten) 45

Tabelle 6: Deskriptive Statistik zur Wachstumsrate (logarithmierte Daten) 46

Tabelle 7: Deskriptive Statistik zur Wachstumsrate pro Jahr (logarithmierte Daten) 46

Tabelle 8: Deskriptive Statistik zur Wachstumsrate pro Agglomeration (log. Daten) 46

Tabelle 9: Korrelation der Variablen (Originaldaten von 2005-2012) 50

Tabelle 10: Korrelation der Variablen (Originaldaten im 2010) 50

Tabelle 11: Korrelation der Variablen in der 1. Differenz (log. Daten von 2005-2012) 50

Tabelle 12: Kovarianz der Variablen in der 1. Differenz (log. Daten von 2005-2012) 50

Tabelle 13: Regressionsmodell der fixen Effekte – Abhängige Variable: Mietpreis 51

Tabelle 14: Regressionsmodell der fixen Effekte – Abhängige Variable: Eigentumspreis 52

Tabelle 15: Regressionsmodell der fixen Effekte – Abhängige Variable: Hauspreis 53

Tabelle 16: Regressionsmodell der 1. Differenz – Abhängige Variable: Mietpreis 54

Tabelle 17: Regressionsmodell der 1. Differenz – Abhängige Variable: Eigentumspreis 55

Tabelle 18: Regressionsmodell der 1. Differenz – Abhängige Variable: Hauspreis 56

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1: Durchschnittlicher Mietpreis 47

Abbildung 2: Durchschnittlicher Eigentumspreis 47

Abbildung 3: Durchschnittlicher Hauspreis 47

Abbildung 4: Wachstumsrate Mietpreis 47

Abbildung 5: Wachstumsrate Eigentumspreis 47

Abbildung 6: Wachstumsrate Hauspreis 47

Abbildung 7: Durchschnittliche Bevölkerungsdichte 48

Abbildung 8: Durchschnittlicher Ausländeranteil 48

Abbildung 9: Bevölkerungswachstum – Zuwachs Ausländeranteil 48

Abbildung 10: Bevölkerungswachstum 48

Abbildung 11: Zuwachs des Ausländeranteils 48

Abbildung 12: Wachstum der Ausländeranzahl 48

Abbildung 13: Wachstum Mietpreis – Bevölkerungswachstum 49

Abbildung 14: Wachstum Eigentumspreis – Bevölkerungswachstum 49

Abbildung 15: Wachstum Hauspreis – Bevölkerungswachstum 49

Abbildung 16: Wachstum Mietpreis – Zuwachs Ausländeranteil 49

Abbildung 17: Wachstum Eigentumspreis – Zuwachs Ausländeranteil 49

Abbildung 18: Wachstum Hauspreis – Zuwachs Ausländeranteil 49

I. Einleitung

Grosse Preisanstiege auf dem Immobilienmarkt sind zurzeit ein auf der ganzen Welt hoch diskutiertes Thema. Seit dem Beginn der 2000er Jahre sind die Hauspreise in vielen Ländern überdurchschnittlich stark angestiegen. Beispielsweise verzeichnete die USA zwischen 1995 und 2005 ein Wachstum der realen Immobilienpreise von 60%, während es in Spanien zur selben Zeit zu einem Preisanstieg von etwa 175% kam (vgl. Gonzalez und Ortega, 2013). Auch in der Schweiz koppeln sich die Hauspreise seit Mitte der 2000er Jahre nach oben hin ab (vgl. Schäfer, 2014).

Die Frage, die sich stellt, lautet, wodurch dieser Immobilienpreisboom angetrieben wird. Tendenziell steigen, beziehungsweise sinken Preise aufgrund einer Veränderung der Nachfrage oder des Angebots. Die Nachfrage sowie das Angebot auf dem Immobilienmarkt können durch verschiedene Faktoren beeinflusst werden. Zu den am häufigsten genannten Einflussgrössen gehören zum einen monetäre Variablen. Dazu zählen Veränderungen des Einkommens oder der Kosten. Nach Poterba et al. (1991) üben beispielsweise die Konstruktions- sowie die Wartungskosten einer Immobilie einen nicht zu vernachlässigenden Effekt auf den Preis dieser Immobilie aus. Weiter werden Immobilienpreise durch die individuellen Erwartungen der Marktteilnehmer stark beeinflusst. Favara und Song (2014) kommen zum Schluss, dass Hauspreise umso höher und volatiler sind, desto mehr sich die Erwartungen der Agenten voneinander unterscheiden. Neben monetären und individuellen Grössen spielen auch demografische Faktoren eine entscheidende Rolle bei der Festlegung der Hauspreise. Besonders seit dem Immobilienpreisboom der 2000er Jahre konzentrieren sich viele Studien hauptsächlich auf den Effekt der Immigration auf die Entwicklung der Hauspreise. A priori ist nicht klar, in welche Richtung sich die Hauspreise aufgrund von Immigration bewegen. So führt Immigration einerseits zu einer höheren Nachfrage, kann aber andererseits auch das Angebot oder die Komposition der Bevölkerung beeinflussen (vgl. Sá, 2011). Während Sá (2011) für Grossbritannien eine negative Relation zwischen der Immigration sowie den Hauspreise entdeckt, finden Saiz (2003) und Saiz (2006) für die USA einen signifikanten positiven Einfluss der Immigration auf die Immobilienpreise. Auch in Spanien und Neuseeland besteht nach Gonzalez und Ortega (2013) beziehungsweise Stillmann und Maré (2008) eine positive Relation zwischen diesen beiden Grössen. Degen und Fischer (2009) untersuchen den Einfluss der Immigration auf die Hauspreise für die Schweiz. Sie widmen sich den Jahren 2001 bis 2006 und finden ebenfalls einen positiven

Einfluss. Neben diesen empirischen Analysen zum Effekt der Immigration auf die Entwicklung der Immobilienpreise, stellen Grossmann et al. (2014) ein theoretisches Modell zur dynamischen Interaktion zwischen Migration, Kapitalbildung sowie Haus- und Bodenpreisen auf. Für ein Land wie die Schweiz prognostiziert dieses Modell nach einer Öffnung des Arbeitsmarktes einen permanenten Anstieg der Immobilienpreise.

In dieser Arbeit wird die Relation zwischen der Entwicklung der Bevölkerung und der Entwicklung der Immobilienpreise in der Schweiz zwischen 2005 und 2012 untersucht. Dabei wird im Unterschied zu den anderen präsentierten Studien zwischen drei verschiedenen Immobilienkategorien unterschieden. Es wird jeweils eine Regression zum Preis von Mietwohnungen, eine zum Preis von Eigentumswohnungen und eine zum Preis von Einfamilienhäusern durchgeführt. Auf Seiten der unabhängigen Variablen wird zwischen der Entwicklung der gesamten Bevölkerung sowie der Entwicklung des Ausländeranteils differenziert. Folglich wird neben dem Effekt der Immigration auch auf den Einfluss der Entwicklung der gesamten ständigen Wohnbevölkerung der Schweiz eingegangen. Die Periode von 2005 bis 2012 widerspiegelt für die Schweiz einen starken Anstieg der Immobilienpreise. Zusätzlich treten im Jahr 2006 sowie im Jahr 2009 Bilaterale Verträge zur Personenfreizügigkeit mit der Europäischen Union in kraft. Es kommt zu einer Öffnung des Arbeitsmarktes, was dem Modell von Grossmann et al. (2014) zufolge zu Immigration und einem darauffolgenden permanenten Immobilienpreisanstieg führen sollte. Zur Analyse werden zwei Regressionsmodelle durchgeführt. In einem ersten Schritt wird eine Panelregression mit fixen Effekten und in einem zweiten Schritt eine Panelregression der ersten Differenz geschätzt. Beide Modelle verwenden zur Schätzung die OLS-Methode.

Die Auswertung der Daten ergibt, dass Immigration etwas mehr als die Hälfte des Bevölkerungswachstums der Schweiz ausmacht. Die Korrelation zwischen dem Bevölkerungsstand sowie dem Ausländeranteil liegt bei 0.49. Da keine strikte Korrelation zwischen diesen beiden Grössen besteht, ist es berechtig, in den Regressionsanalysen den Einfluss dieser beiden Variablen getrennt voneinander zu untersuchen. Die Schätzergebnisse zum Regressionsmodell der ersten Differenz ergeben, dass die Entwicklung der gesamten Bevölkerung keinen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung der Immobilienpreise ausübt. Zwischen der Entwicklung der Immigration und der Preisentwicklung der Mietwohnungen sowie der Einfamilienhäuser kann hingegen eine signifikante positive Relation beobachtet werden. Dabei ist der stärkste Einfluss in den Regionen Genf und Lausanne vorzufinden. Trotz dieser positiven Relation kann Immigration nur einen sehr kleinen Teil des

Immobilienpreisbooms erklären. So ist dem Modell zufolge im Jahr 2008 Immigration für nur 16.22% des Mietpreisanstiegs dieser Periode verantwortlich. Es gilt jedoch zu erwähnen, dass diese Ergebnisse mit Vorsicht zu geniessen sind, da die beiden Regressionsmodelle Endogenitätsprobleme aufweisen und demzufolge die Schätzungen höchstwahrscheinlich verzerrt sind. Die Endogenitätsprobleme werden aufgedeckt, indem das Modell der fixen Effekte mit dem Modell der ersten Differenz verglichen wird. Ein erstes Problem liegt darin, dass die erklärende Variable des Modells, besonders die Entwicklung der gesamten Wohnbevölkerung der Schweiz, möglicherweise nicht exogen ist. Es kann davon ausgegangen werden, dass steigende Wohnungspreise zu einer Abnahme des Bevölkerungswachstums führen (vgl. Grossmann et al., 2014). Ein zweites Kausalitätsproblem besteht darin, dass es bei den Schätzungen zu einem Omitted Variable Bias kommen könnte. Beide Modelle könnten einen wichtigen Faktor, der sowohl die Immobilienpreise als auch die Entwicklung der Bevölkerung beeinflusst, nicht mit in die Regression einbeziehen. Die Schätzergebnisse sprechen dafür, dass das Modell der fixen Effekte über ein grösseres Omitted Variable Bias verfügt. Aus diesem Grund werden zur Analyse hauptsächlich die Schätzergebnisse des Modells der ersten Differenz verwendet. Um diese Endogenitätsprobleme zu vermeiden, müssten die Schätzungen mit Instrumentenvariablen durchgeführt werden.

Die Arbeit ist folgendermassen strukturiert. Nach der Einleitung folgt im Teil II der Arbeit eine Literaturübersicht. Dabei wird im ersten Kapitel auf die Literatur zu den Immobilienpreisen eingegangen, im zweiten Kapitel werden die Entwicklung und die Eigenschaften der Migration wiedergegeben, während das dritte Kapitel die Literatur zum Einfluss der Immigration auf die Immobilienpreise darstellt. Teil III präsentiert die in dieser Arbeit durchgeführte empirische Analyse. Es werden der Datensatz, die verwendete Methode, der Schätzansatz sowie die Ergebnisse der Analyse vorgestellt. Die Arbeit endet mit der Konklusion in Teil IV.

II. Literaturübersicht

1. Immobilienpreise

1.1. Entwicklung und Eigenschaften der Immobilienpreise

Hauspreise sind sehr volatil. Es gibt in der Vergangenheit verschiedene Beispiele sowohl für einen plötzlichen Anstieg als auch für eine starke Abnahme der Immobilienpreise. So sanken beispielsweise nach Poterba et al. (1991) in den USA die nominalen Hauspreise zwischen 1929 und 1933 um 25% ab. In den 1970er Jahren folgte dann ein starker Anstieg der Hauspreise. Die Preiszunahme der Immobilienpreise überstieg die Inflation der anderen Güterpreise um fast 30%. Dieser Anstieg dauerte jedoch nicht lange an. Bereits ab dem Jahr 1979 setzte ein erneuter Rückgang der Preise auf dem Immobilienmarkt ein. Die realen Hauspreise waren im Jahr 1987 um 2.3% tiefer als im Jahr 1979. Dieses Phänomen der starken Volatilität ist nicht nur in den USA zu beobachten. Seit dem Ende der 1990er Jahre erfahren viele Länder wiederum einen starken Anstieg der Hauspreise. Die realen Immobilienpreise sind zwischen 1995 und 2005 in den USA um 60%, in Grossbritannien um mehr als 100%, in Australien um 80% und in Spanien sogar um 175% angestiegen. Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Hauspreise in Spanien betrug zu Beginn der 2000er Jahre 7%, was eine der höchsten Wachstumsraten in Europa darstellt (vgl. Gonzales und Ortega, 2013). Auch die Schweiz ist in den letzten Jahren von einer starken Preiszunahme auf dem Immobilienmarkt überrollt worden. Der grosse Anstieg der Hauspreise setzte jedoch etwas später ein als beispielsweise in Spanien. Von 2001 bis 2006 wächst der durchschnittliche Preisunterschied von Einfamilienhäusern in der Schweiz jährlich nur um 1.5% (vgl. Degen und Fischer, 2009). Ein übermässiges Wachstum, das die Entwicklung der Löhne und der allgemeinen Inflation übersteigt, wird in der Schweiz erst seit dem Jahr 2008 beobachtet. Doch seit 2008 koppeln sich die Hauspreise auch in der Schweiz nach oben hin ab und es wird erwartet, dass dieser Trend weiterhin anhält (vgl. Schäfer, 2014).

Eine weitere Eigenschaft der Hauspreise besteht darin, dass die Preise häufig nicht effizient sind. Das bedeutet einerseits, dass die Preise auf dem Immobilienmarkt nicht immer dem tatsächlichen Wert der Immobilie entsprechen und es somit vielfach zu einer irrationalen Über- oder Untertreibung kommt, sogenannten spekulativen Preisblasen. Dies liegt nach Glaeser et al. (2008) einerseits daran, dass der Hausmarkt über hohe Transaktionskosten verfügt und andererseits die Möglichkeiten, eine Immobilie kurzfristig zu kaufen

beziehungsweise zu verkaufen, begrenzt sind. Dadurch kann der Preis nicht sofort auf eine Marktänderung reagieren. Auch Capozza et al. (2002) sind der Meinung, dass Marktteilnehmer auf dem Immobilienmarkt erhöhte Schwierigkeiten haben, den „wahren" Wert eines Hauses zu erkennen. Sie präsentieren in ihren Studien, dass es besonders in grossen Regionen und schnellwachsenden Städten mit tiefen Konstruktionskosten zu Preisübertreibung kommen kann. Im Allgemeinen ist es jedoch sehr schwierig zu wissen, ob und wann die Preise auf dem Immobilienmarkt zu hoch oder zu tief sind. Folglich ist es nahezu unmöglich, eine Preisblase auf dem Immobilienmarkt zu bestätigen. Glaeser et al. (2008) kommen in ihren Untersuchungen betreffend den Hauspreisblasen zum Schluss, dass Städte mit einem elastischen Hausangebot über weniger und kürzere Preisblasen verfügen. Sie erklären dieses Ergebnis damit, dass ein elastisches Hausangebot schnell auf eine Preiszunahme reagieren kann und sich die Blase dadurch wieder auflöst. Nicht zu vergessen ist, dass Preisblasen unerwünschte Konsequenzen haben. So entsteht während einer Preisblase beispielsweise ein Überangebot, was zu einem gesellschaftlichen Wohlfahrtsverlust führt. Zusätzlich können Preisblasen auch die Entscheidungen der Marktteilnehmer verzerren. Zum Beispiel helfen Preise, die den wahren Wert einer Immobilie wiederspiegeln, sich zu entscheiden, wo man hinziehen soll. Im Gegensatz dazu führen überhöhte Preise zu falschen Entscheidungen, was wiederum die gesellschaftliche Wohlfahrt verringert (vgl. Glaeser et al., 2008). Ein zweiter Grund, warum Immobilienpreise nicht immer effizient sind, liegt darin, dass die Vergangenheit einen Teil der Hauspreisentwicklung erklären kann (vgl. Poterba et al., 1991). Diese Eigenschaft verletzt die Theorie des effizienten Marktes, die besagt, dass sich Preise nur aufgrund von neuen Informationen verändern, nicht aber einer bestimmte Struktur folgen dürfen. Wäre dies der Fall, dann sollte keine Autokorrelation der Hauspreise über die Zeit bestehen. Capozza et al. (2002) führen empirische Studien zur Autokorrelation der Immobilienpreise durch und kommen zum Schluss, dass eine Korrelation über die Zeit bestehen kann, ihre Stärke jedoch positiv von dem in der Region vorherrschenden durchschnittlichen Einkommen, dem Bevölkerungswachstum und den Konstruktionskosten abhängt.

1.2. Eigenschaften des Schweizer Immobilienmarktes

Der Schweizer Immobilienmarkt bietet einige erwähnenswerte Eigenschaften. Erstens verfügt die Schweiz, im Vergleich zu internationalen Standards, allgemein über eine niedrige Hauspreisinflation. Zweitens wird der Schweizer Immobilienmarkt durch eine nationale

Mietpreiskontrolle charakterisiert. Das bedeutet, dass jeder Anstieg der Miete durch eine Kostenzunahme für den Hausbesitzer erklärt werden muss. Dadurch widerspiegelt die Mietpreiszunahme nicht den vollständigen Preisdruck, der auf dem Markt vorherrscht. Drittens ist die Rate an Hauseigentümern in der Schweiz mit 35.5% im Jahr 2000 sehr niedrig. Im Gegensatz zu vielen anderen Ländern wirbt die Schweiz nicht aktiv für Hauseigentum. Viertens verfügt die Schweiz über einen dichten Immobilienmarkt. Dies ist dadurch zu erkennen, dass sich in der Schweiz sowohl die Rate an leerstehenden Wohnungen als auch die Rate an Wohneigentumswechseln auf einem tiefen Niveau befinden. So liegt die durchschnittliche Rate an leerstehenden Wohnungen in der Schweiz bei 1.34%. Im Gegensatz dazu stehen in den USA durchschnittlich 9.7% der Wohnungen leer. Wie sich diese Eigenschaften auf die Hauspreisentwicklung auswirken, ist fraglich. Einerseits sprechen die Mietpreiskontrolle sowie das tiefe Niveau an Hauseigentümern für geringe Schwankungen der Hauspreise. Andererseits ist ein dichter Markt viel anfälliger auf lokale Schocks, zum Beispiel durch unerwartete Immigration (vgl. Degen und Fischer, 2009).

1.3. Wichtige Einflussgrössen

Die Frage, die sich als nächstes stellt, lautet, wodurch Hauspreise beeinflusst werden. Preise werden durch die Nachfrage und das Angebot bestimmt. Somit können sowohl Veränderungen auf der Angebotsseite als auch Veränderungen auf der Nachfrageseite zu einem Anstieg oder Rückgang des Preises eines Gutes führen. Auf der Angebotsseite können sich beispielsweise die Produktionskosten verändern. Die Nachfrage nach einem bestimmten Gut kann mit der Zeit in ihrer Grösse und ihrer Komposition variieren. Welche Auswirkungen diese Veränderungen auf den Preis haben, hängt davon ab, um was für ein Gut es sich handelt. Bei einem handelbaren Gut, wird der Preis auf nationalem oder internationalem Niveau gebildet. Infolgedessen haben lokale Veränderungen in einem perfekt funktionierenden Markt keinen Einfluss auf den Preis des handelbaren Gutes. Gibt es hingegen Informationsasymmetrien oder Transaktionskosten, kann es zu nationalen oder internationalen Preisunterschieden kommen. Diese Preisunterschiede sind den Veränderungen auf der Nachfrageseite zuzuschreiben. Im Gegensatz dazu wird der Preis eines nicht-handelbaren Gutes oder einer Dienstleistung vollständig auf dem lokalen Markt bestimmt. Folglich hat eine lokale Veränderung der Angebots- oder Nachfrageseite einen Einfluss auf den Preis dieses nicht-handelbaren Gutes. In diesem Fall erfolgt die Preisänderung vielfach über die Angebotsseite (vgl. Frattini, 2008).

Immobilien sind nicht-handelbare Güter, deren Preis auf dem lokalen Immobilienmarkt gebildet wird. Folglich können sowohl Veränderungen auf der Angebotsseite als auch Veränderungen auf der Nachfrageseite den Hauspreis beeinflussen. Zur Strukturierung der Einflussfaktoren werden verschiedene Kategorien gebildet. Die Reihenfolge der erläuterten Einflussgrössen entspricht nicht der Einflussstärke, die sie auf die Immobilienpreise ausübt. Als erstes werden die monetären Grössen dargelegt. Dazu zählen Veränderungen des Einkommens und der Kosten. So ist es nach Gonzalez und Ortega (2013) möglich, dass höhere durchschnittliche Einkommen sowie tiefere Zinsraten für den Preisboom der 2000er Jahre verantwortlich sind. Weiter spielen auch die Transaktionskosten eine Rolle bei der Bestimmung des Preises. Hohe Transaktionskosten drücken sich in höheren Angebotspreisen aus. Poterba et al. (1991) sehen eine weitere mögliche Erklärung der Hauspreisbewegungen in veränderten Konstruktionskosten. Dies widerspiegelt eine Veränderung der Angebotsseite, aufgrund einer Zunahme oder einer Abnahme der Produktionskosten. Eine andere in Studien untersuchte monetäre Einflussgrösse sind die realen Kosten, die dem Hausbesitzer zur Wartung der Immobilie anfallen. Poterba et al. (1991) erklären, dass es in den USA in den 1970er Jahren einen unerwarteten Nachfrageschock gegeben hat, aufgrund einer Änderung im amerikanischen Steuersystem. Das neue Steuersystem erlaubte es den Hausbesitzern, nominale Zinszahlungen vom steuerbaren Einkommen abzuziehen. Dadurch sind zwischen 1970 und 1980 die Steuern und folglich auch die realen Wartungskosten gesunken. Poterba et al. (1991) zeigen in ihren Studien, dass diese reale Kostensenkung einen Teil des Hauspreisanstieges der 1970er Jahren erklären kann. In den 1980er Jahren sind die realen Kosten dann wieder angestiegen und die Hauspreise gingen zurück, jedoch nicht in diesem Ausmass, wie sie es aufgrund der Kostenzunahme hätten tun sollen. Somit beschränkt sich diese Einflussgrösse auf den Immobilienpreisboom der 1970er Jahren.

Zweitens gibt es institutionelle Grössen, die einen Effekt auf den Immobilienpreis ausüben. Dazu zählen Gesetze beziehungsweise Änderungen der Gesetze, die entweder die Angebots- oder die Nachfrageseite beeinflussen können. So ziehen Gonzalez und Ortega (2013) beispielsweise in Betracht, dass die Liberalisierung des Hypothekarmarktes einen Teil des Preisanstiegs der 2000er Jahre erklärt. Neben den Gesetzen spielt auch die in der Region vorherrschende Umweltqualität eine Rolle bei der Bestimmung der Hauspreise. Das öffentliche Wissen zu den Gefahren der Umwelt ist in den letzten Jahren angestiegen. Folglich wird dieser Einflussfaktor immer wie wichtiger. So sind beispielsweise zwischen 2008 und 2012 in Grossbritannien die Hauspreise in denjenigen Regionen angestiegen, die ein

niedriges Hochwasserrisiko aufweisen und in denjenigen Regionen gefallen, die über ein hohes Hochwasserrisiko verfügen (vgl. C.R., 2014).

Neben monetären und institutionellen Grössen spielen auch die individuellen Erwartungen der Marktteilnehmer eine entscheidende Rolle bei der Festlegung der Immobilienpreise. Akteure auf dem Immobilienmarkt verfügen wie auch auf anderen Märkten über individuell verschiedene Präferenzen und Ansichten. Ebenfalls gibt es auf dem Immobilienmarkt asymmetrische Informationen, weshalb nicht alle Marktteilnehmer dieselben Informationen besitzen. Daraus folgt, dass die Marktteilnehmer unterschiedliche Erwartungen bezüglich der Hauspreisentwicklung bilden, was die tatsächlichen Immobilienpreise beeinflusst. So erwarten Optimisten ein hohes Wachstum der Hauspreise, woraufhin sie eine Immobilie kaufen. Pessimisten hingegen, die einen Preisrückgang und Kapitalverluste erwarten, bevorzugen es, eine Wohnung zu mieten. Favara und Song (2014) argumentieren in ihrer Studie, dass aufgrund dessen pessimistische Erwartungen nicht Teil der Hauspreisbildung sind. Folglich sind die Hauspreise höher als der tatsächliche Wert der Immobilie. Sie kommen zum Schluss, dass die Hauspreise umso höher und volatiler sind, desto mehr sich die Erwartungen der Marktteilnehmer voneinander unterscheiden. Diese Hypothese wurde empirisch untersucht und konnte nicht widerlegt werden. Folglich können ungleiche Informationen und unterschiedliche Erwartungen spekulative Preisblasen auslösen.

Demografische Faktoren stellen die vierte und letzte Kategorie von Einflussgrössen dar. Unter den demografischen Faktoren versteht man Veränderungen in der Grösse und der Komposition der Bevölkerung. Eine Zunahme oder eine Abnahme des Bevölkerungsstandes einer Region sowie auch die Zusammensetzung der Bevölkerung können einen Einfluss auf die Angebots- und die Nachfrageseite des Immobilienmarktes haben und folglich die Hauspreise beeinflussen. Nimmt der Bevölkerungsstand in einer Region zu, steigt die Nachfrage nach Immobilien in dieser Region. Mit dem Anstieg des Bevölkerungsstandes kann sich auch die Komposition der Bevölkerung verändern. So können sich beispielsweise die Präferenzen, die Altersstruktur oder das durchschnittliche Einkommen ändern (vgl. Sá, 2011). Zu den Ursachen für demografische Entwicklungen zählen unter anderem medizinische Fortschritte oder Migration. Wie viele andere Autoren geht man auch in dieser Arbeit davon aus, dass die Demografie im Allgemeinen und die Immigration im Speziellen sehr wichtige Einflussfaktoren bei der Festlegung der Hauspreise darstellen und folglich für einen grossen Teil des Hauspreisbooms der letzten Jahre verantwortlich sein könnten.

Aufgrund dessen wird im Folgenden speziell darauf eingegangen, welchen Einfluss die Immigration auf die Entwicklung der Immobilienpreise ausübt.

2. Migration

2.1. Entwicklung der Migration

Die moderne Migration hat ihre Ursprünge in den 1960er Jahren und ist Teil der zweiten Welle der ökonomischen Globalisierung. Die erste Globalisierungswelle, die analog zur zweiten Welle sowohl internationalen Handel und Kapitalflüsse als auch Migration abdeckt, setzte Mitte des 19. Jahrhunderts ein und erlebte zu Beginn des 20. Jahrhunderts einen Rückschlag. Die moderne Migration unterscheidet sich stark von der Migration der ersten Welle, dies vor allem dadurch, dass sich die Migrationsmuster über die Zeit verändert haben. Charakteristisch für die zweite Migrationsphase ist, dass Afrika, Asien sowie Südamerika eine hohe Emigration und Westeuropa sowie Nordamerika eine hohe Immigration aufweisen. Auch findet sehr viel Migration innerhalb von Europa statt. Weiter ist die moderne Migration zu einem wichtigen Bestandteil der globalen Entwicklung angewachsen. Trotzdem üben viele Länder eine restriktive Migrationspolitik aus, da mit dem Anstieg der Menge von Immigranten auch die Angst der Einheimischen vor negativen gesellschaftlichen Wohlfahrtseffekten, ausgelöst durch die Migration, zugenommen hat (vgl. Felbermayr et al., 2013). Immigration kann nicht mit normalem Bevölkerungswachstum gleichgesetzt werden, da das Wachstum des Immigrationsanteils räumlich viel konzentrierter ist als dasjenige der gesamten Bevölkerung (vgl. Saiz, 2006).

Um einen Überblick über die Entwicklung und den gegenwärtigen Bestand der Immigration zu erhalten, werden verschiedene Länder genauer betrachtet. In Grossbritannien steigt der Ausländeranteil seit Mitte der 1990er Jahre stetig an. So liegt der Anteil der Immigranten an der gesamten Bevölkerung im Jahr 1995 in Grossbritannien noch etwas unter 8%, während er im Jahr 2010 bereits einen Wert knapp über 12% einnimmt. Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Ausländeranteils liegt zwischen 2003 und 2010 bei 0.5%. Das grösste Wachstum ist in London zu verzeichnen (vgl. Sá, 2011). Gonzalez und Ortega (2013) liefern Daten zur Immigration in Spanien. Spanien hat in den 2000er Jahren einen grossen Anstieg des Ausländeranteils erlebt. So ist dieser zwischen 1998 und 2008 von 2% auf 16% angestiegen. Gonzalez und Ortega (2013) kommen zum Schluss, dass die Immigration in dieser Periode für 98% des Bevölkerungswachstums in Spanien verantwortlich ist. Auch in

den USA ist und bleibt die Immigration eine der wichtigsten Grössen in der demografischen Entwicklung. So erklärt die Immigration nach Saiz (2006) in den USA zwei Drittel des Bevölkerungswachstums zwischen 1995 und 2050. Dabei konzentriert sich der grosse Anteil der Immigranten auf nur sechs Staaten: Kalifornien, New York, Florida, Texas, New Jersey und Illinois. Neuseeland verfügt über eine Immigrationspolitik, die jährlich im Durchschnitt einen Immigrationsanteil an der gesamten Bevölkerung von maximal 1% zulässt. Immigranten aus Australien sowie Neuseeländer, die in ihre Heimat zurückkehren, zählen nicht zu diesem Anteil, sind aber für einen grossen Teil der gesamten Immigration nach Neuseeland verantwortlich. Neben einer hohen Immigration verfügt Neuseeland auch über eine hohe Emigration. Dadurch kommt es in kurzer Zeit zu grossen demografischen Veränderungen (vgl. Stillmann und Maré, 2008). Auch die Schweiz übt eine restriktive Ausländerpolitik aus. Trotzdem ist und bleibt der Anteil der in der Schweiz wohnenden Ausländer an der gesamten Bevölkerung im Vergleich zu anderen europäischen Ländern sehr hoch. Bereits im Jahr 1990 beträgt der Ausländeranteil 16.3%, dies wenn saisonale Gastarbeiter und Angestellte von internationalen Organisationen nicht dazu gezählt werden (vgl. Fassmann und Münz, 1992). Im Jahr 2006 beträgt der durchschnittliche Ausländeranteil der Schweiz 18%. Dabei ist interessant zu sehen, dass es grosse Unterschiede zwischen den verschiedenen Regionen der Schweiz gibt. Die höchsten Immigrationsraten sind in Lausanne und Genf vorzufinden (vgl. Degen und Fischer, 2009).

2.2. Schwierigkeiten bei der Schätzung des Effekts von Immigration

Viele Studien kommen zum Schluss, dass es nicht einfach ist, den tatsächlichen Effekt zu schätzen, der die Immigration auf eine andere Variable ausübt. Es treten bei der Schätzung verschiedene Schwierigkeiten auf, die dazu führen, dass der Einfluss der Immigration entweder unter- oder überschätzt wird. Die verschiedenen Schwierigkeiten werden im Folgenden kurz erläutert. Erstens kommt es im Zusammenhang mit Migration immer zu Selektionsproblemen. Das bedeutet, dass Immigranten nicht eine zufällige Gruppe von Menschen darstellen. Es sind Personen, die sich bewusst dazu entschieden haben, auszuwandern, beispielsweise aufgrund ihres Einkommens oder ihrer Bildung. Diese Tatsache wirkt sich auf die Komposition der Immigranten und folglich auch auf ihren Einfluss auf die zu untersuchende Variable und später auf die gesellschaftliche Wohlfahrt des Landes aus (vgl. Felbermayr et al., 2013).

Zweitens kommt es bei der Schätzung des Effekts von Immigration vielfach zu Endogenitätsproblemen. Als erklärende Variable eines Modells sollte Immigration exogen sein. Dies ist aber nicht immer der Fall. Es kann vorkommen, dass nicht nur Immigration die abhängige Variable des Modells beeinflusst, sondern selbst auch von der abhängigen Variable beeinflusst wird. Somit ist Immigration vielfach eine endogene Grösse des Modells, wodurch ihr Einfluss auf die zu untersuchende Variable verzerrt wird. In welche Richtung der Effekt dadurch verzerrt wird, ist a priori nicht klar (vgl. Gonzalez und Ortega, 2013). Geht man zum Beispiel davon aus, die zu erklärende Variable seien die Immobilienpreise, sind zwei Szenarien möglich. Grossmann et al. (2014) stellen ein theoretisches Modell auf, das besagt, dass steigende Wohnungspreise zu einer Abnahme des Bevölkerungswachstums, beziehungsweise der Immigration, führen. Dadurch würde der Einfluss des Bevölkerungswachstums, beziehungsweise der Immigration, unterschätzt werden. Zum selben Ergebnis gelangt Saiz (2006). Auch er kommt zum Schluss, dass der Effekt von Immigration auf Hauspreise unterschätzt wird, da sich Immigranten bewusst für Regionen mit tiefen Hauspreisen entscheiden. Im Gegensatz dazu erklären Stillmann und Maré (2008), dass Immigranten möglicherweise auch von Regionen mit guten Aussichten und folglich steigenden Hauspreisen angezogen werden könnten. Ist dies der Fall, wird der Effekt von Immigration überschätzt. Demzufolge ist nicht klar, in welche Richtung der Effekt von Immigration verzerrt wird, falls ein Kausalitätsproblem besteht.

Ein weiteres Problem, das bei der Schätzung des Effekts von Immigration auftreten kann, ist ein Omitted Variable Bias. In diesem Fall gibt es eine dritte Grösse, die nicht mit ins Modell einbezogen wird, obwohl sie sowohl die unabhängige (Immigration) als auch die abhängige Variable beeinflusst. Gibt es eine solche ausgelassene Variable, wird der Effekt von Immigration überschätzt (vgl. Saiz, 2006). Die Verzerrung ist umso grösser, desto wichtiger die ausgelassene Variable bei der Erklärung der unabhängigen Grösse ist (vgl. Stillmann und Maré, 2008). Im Beispiel, wo die Immobilienpreise die zu erklärende Grösse des Modells darstellen, könnten nach Saiz (2006) Erwartungen bezüglich der zukünftigen ökonomischen Entwicklung oder Änderungen der Präferenzen eine solche ausgelassene Variable sein.

Eine vierte Schwierigkeit, die die Immigration als erklärende Variable aufweist, besteht darin, dass sie einen Einfluss auf die einheimische Bevölkerung haben kann. Je nachdem wie stark Einheimische auf Immigration reagieren, verändert sich der Effekt, der die Immigration auf die zu erklärende Variable ausübt (vgl. Cortes, 2008). Folglich kommt es bei der Schätzung wiederum zu einer Verzerrung. So ist es beispielsweise möglich, dass eine hohe Immigration

in einer bestimmten Region die Einheimischen dieser Region dazu veranlasst, zu emigrieren. Die Emigration der Einheimischen wirkt dem Effekt der Immigration entgegen (vgl. Card, 1990). Infolgedessen wird der Einfluss der Immigration unterschätzt (vgl. Saiz, 2003). Auch ist es möglich, dass sich durch die Emigration der Einheimischen die Komposition der Bevölkerung in dieser Region verändert. So könnte beispielsweise das durchschnittliche Einkommen oder Bildungsniveau sinken beziehungsweise ansteigen, was wiederum einen Einfluss auf den geschätzten Effekt der Immigration hätte (vgl. Sá, 2011). Ob Immigration tatsächlich zur Emigration der Einheimischen führt, wurde von verschiedenen Autoren empirisch getestet. Sá (2011) kommt zum Ergebnis, dass ein positiver kausaler Effekt besteht. So führt ihm zufolge eine Immigrationsrate von 1% an der ursprünglichen Bevölkerung zu einer Emigrationsrate der Einheimischen von 0.849%. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt Saiz (2006). Auch er findet, dass eine hohe Immigration Einheimischen dazu veranlassen kann, auszuwandern. Jedoch muss er die Eins-zu-Eins Hypothese verwerfen, die besagt, dass pro Immigrant ein Einheimischer emigriert. Zu einem gegenteiligen Ergebnis gelangen Card und DiNardo (2000). Sie finden keinen signifikanten Beleg dafür, dass Immigration zur Emigration von Einheimischen führt.

Zur Lösung dieser Schätzprobleme, die im Zusammenhang mit Immigration entstehen, schlagen viele Studien die Verwendung von Instrumentenvariablen vor. Dadurch kann der tatsächliche kausale Effekt der Immigration auf die zu erklärende Grösse aufgedeckt werden.

3. Einfluss der Immigration auf die Immobilienpreise

3.1. Theoretische Untersuchung

In verschiedenen Studien wird diskutiert, über welche Kanäle die Immigration die Immobilienpreise beeinflusst. Ein erster Kanal bildet die Immobiliennachfrage. So führt Immigration in einem ersten Schritt zu einem Anstieg der Nachfrage nach Immobilien, wodurch der Hauspreis ansteigt (Sá, 2011). Darüber sind sich die meisten Autoren einig. Dieser Hauspreisanstieg kann daraufhin jedoch verschiedene Reaktionen auslösen. Einerseits kann er zu einer Veränderung des Hausangebots führen. Dies ist der Fall, wenn es aufgrund der höheren Preise attraktiver wird, in Wohneigentum zu investieren und folglich Neubauten entstehen. Ein Anstieg des Hausangebots würde die Hauspreise wieder senken. Jedoch nur so lange, bis es aufgrund der tieferen Preise zu einer Zunahme der Immigration und folglich wiederum der Nachfrage nach Immobilien kommt (vgl. Grossmann et al., 2014). Andererseits

kann der Hauspreisanstieg Einheimische dazu veranlassen, die Region zu verlassen. Dadurch verändert sich die Komposition der Bevölkerung, was abermals einen Effekt auf die Immobiliennachfrage ausübt (vgl. Saiz, 2006). Sind es beispielsweise die wohlhabenden Einheimischen, die die Region aufgrund der Immigration verlassen, sinkt der lokale Reichtum und die Hauspreise nehmen ab (vgl. Sá, 2011). Ein weiterer Kanal bildet die Kostensenkung. So ist es möglich, dass Immigration zur Senkung der einheimischen Löhne führt. Tiefere Löhne können einerseits tiefere Produktionskosten beim Bau einer Immobilie bedeuten und folglich das Hausangebot ansteigen lassen (vgl. Frattini, 2008). Andererseits können tiefere Löhne wiederum den lokalen Reichtum senken und dadurch die Hausnachfrage beeinflussen (vgl. Sá, 2011). Beide Möglichkeiten führen zu einer Abnahme der Hauspreise, jedenfalls in der kurzen Frist. Diesen Studien folgend, ist zu erkennen, dass keine klare Prognose bezüglich der Entwicklung der Immobilienpreise ausgelöst durch die Immigration gemacht werden kann. So gibt es Argumente und Erklärungen sowohl für einen Anstieg als auch für eine Abnahme der Immobilienpreise.

Daraufhin stellen Grossmann et al. (2014) ein Modell auf, mit dem die dynamische Interaktion zwischen Migration, Kapitalbildung sowie Haus- und Bodenpreise nach einer Öffnung des Arbeitsmarktes untersucht werden kann. Sie kommen zum Schluss, dass die Interaktion und die Entwicklung der Variablen von den ursprünglichen Bedingungen der Ökonomie abhängen. In einer Ökonomie, die sich bereits vor der Öffnung des Arbeitsmarktes in ihrem Steady-State befindet, besteht dem Modell zufolge eine positive kausale Relation zwischen der Bevölkerungsdichte, der Kapitaldichte sowie den Immobilien- und Bodenpreisen. So prognostiziert das Modell beispielsweise für ein Land wie die Schweiz, das sich im Steady-State befindet und zusätzlich eine hohe Produktivität aufweist, dass eine Öffnung des Arbeitsmarktes zu Immigration, Kapitalakkumulation und einem Hauspreisanstieg führt. Dabei handelt es sich bei den Immobilienpreisen um einen permanenten Preisanstieg, da sich durch die Öffnung des Arbeitsmarktes ein neuer höherliegender Steady-State-Punkt bildet. In einer Ökonomie, die kapitalarm ist und sich folglich vor der Marktöffnung nicht in ihrem Steady-State befindet, kann eine negative Relation zwischen Migration und Kapitalbildung beobachtet werden. Obwohl diese Entwicklung beobachtet werden kann, führt Emigration nach Grossmann et al. (2014) nie zu einer Kapitalzunahme, da der Kapitalstock ohne Marktöffnung stärker angestiegen wäre als mit der Öffnung. Sie kommen zum Schluss, dass es kausal betrachtet, immer zu einem positiven Einfluss von Immigration auf Kapitalakkumulation kommt. Zudem führt ihnen

zufolge Immigration in einem hochproduktives Land wie der Schweiz zu einem permanenten Hauspreisanstieg.

3.2. Empirische Untersuchung

Um einen Einblick in den Effekt von Immigration auf die Hauspreise zu erhalten, widmen sich in den letzten Jahren, neben dem theoretischen Modell von Grossmann et al. (2014), auch viele empirische Studien diesem Thema. Dabei wird die Relation zwischen Immigration und Hauspreisen in verschiedenen Ländern untersucht. Einige dieser Studien werden im Folgenden präsentiert. Sá (2011) führt eine Untersuchung zum Einfluss der Immigration auf die Immobilienpreise in Grossbritannien durch. Dazu verwendet er Daten von 2004 bis 2010. Sá (2011) findet einen signifikanten negativen Effekt von Immigration auf die lokalen Hauspreise in Grossbritannien. Eine Immigrationsrate von 1% an der gesamten ursprünglichen Bevölkerung führt ihm zufolge zu einem Rückgang der Immobilienpreise um 1.6%. Diese Abnahme erklärt er durch eine auf die Immigration folgende Abwanderung der einheimischen Bevölkerung. Sá (2011) führt sowohl eine OLS-Regression als auch eine Schätzung mit Instrumentenvariablen durch. Beide Modelle erbringen einen signifikanten negativen Einfluss. Da der Einfluss bei der Instrumentenschätzung quantitativ jedoch grösser ist, erkennt man, dass die OLS-Regression den Effekt unterschätzt.

Im Gegensatz dazu finden Saiz (2003) sowie Saiz (2006) für die USA einen signifikanten positiven Einfluss der Immigration auf die Immobilienpreise. Saiz (2003) verwendet zur Analyse Daten von 1974 bis 1983. Er untersucht den Einfluss des exogenen Immigrationsschocks in Miami, der 1980 aufgrund der Zuwanderung der Kubaner durch den Mariel Boatlift entsteht. Saiz (2003) findet, dass der neun-prozentige Anstieg der Mietbevölkerung in Miami zu einer Zunahme der Mieten von 8% bis 11% geführt hat. Dieses Ergebnis bleibt bestehen, auch wenn für erwartetes zukünftiges Wachstum, für Einkommens- sowie Bevölkerungsveränderungen kontrolliert wird. Zusätzlich findet er, dass Wohnungen von unterschiedlicher Qualität und Preisniveaus nicht gleich stark durch die Immigration beeinflusst werden. Saiz (2006) verwendet Daten zu den USA von 1985 bis 1998. Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind ebenfalls robust und geben an, dass eine Zunahme der Immigration um 1% zu einem Immobilienpreisanstieg von 1% führt.

Gonzalez und Ortega (2013) untersuchen den Einfluss der Immigration auf den Hauspreisboom in Spanien mit Daten von 2000 bis 2010. Dabei unterscheiden sie zwischen den Hauspreisen und dem Hausangebot. Sie kommen zum Schluss, dass die Immigration in

Spanien einen grossen positiven Einfluss sowohl auf die Immobilienpreise als auch auf die Angebotsmenge ausübt. So führt das durch Immigration entstandene Bevölkerungswachstum zu einem proportionalen Hauspreisanstieg. Insgesamt kann Immigration 25% des Immobilienpreisanstieges erklären. Diese Ergebnisse sind nach Gonzalez und Ortega (2013) robust. Da sich der Einfluss der Instrumentenschätzung gegenüber dem geschätzten Effekt der OLS-Regression zahlenmässig verdoppelt, kann wiederum davon ausgegangen werden, dass die OLS-Schätzung den Effekt der Immigration unterschätzt.

Der Einfluss einer Veränderung der Bevölkerung auf die Haus- und Mietpreis in Neuseeland wird von Stillmann und Maré (2008) untersucht. Sie verwenden Daten von 2001 bis 2006 und unterscheiden zwischen der Immigration von Ausländern, der Rückkehr von Neuseeländern, der Inlandbewegungen der Ausländer sowie der Inlandbewegungen der Neuseeländer. Sie gelangen mit ihren Schätzungen zum Ergebnis, dass ein durch Immigration entstandenes Bevölkerungswachstum in Neuseeland einen positiven Effekt auf die Immobilienpreise ausübt. So führt eine Zunahme der lokalen Bevölkerung um 1% zu einem Hauspreisanstieg von 0.2% bis 0.5%. Jedoch finden sie keinen Beweis dafür, dass die Immigration von Ausländern eine signifikante Rolle beim Preiswachstum spielt. So ist es vielmehr die Rückkehr von Neuseeländer, die den Preis der Immobilien ansteigen lässt. Die später durchgeführten Instrumentenschätzungen gelangen zum selben Ergebnis. Jedoch besteht in der Studie von Stillmann und Maré (2008) die Möglichkeit, dass die Resultate aufgrund von ausgelassenen Variablen verzerrt sein könnten.

Schliesslich führen Degen und Fischer (2009) eine Studie zum Einfluss der Immigration auf die Hauspreise in der Schweiz durch. Sie widmen sich den Jahren 2001 bis 2006. Zu der Zeit ist der Preisanstieg auf dem Schweizer Immobilienmarkt im internationalen Vergleich noch moderat. Trotzdem gelangen auch sie zum Ergebnis, dass Immigration einen positiven Effekt auf die Hauspreisentwicklung ausübt. So lässt eine Immigrationsrate von 1% an der gesamten Bevölkerung den Preis der Einfamilienhäuser um 2.7% ansteigen. Insgesamt kann nach Degen und Fischer (2009) die Immigration in der Schweiz zwei Drittel des totalen Preisanstieges dieser Periode erklären.

Mit dem Einblick in diese verschiedenen Arbeiten, die wohlbemerkt nicht die Gesamtheit der Studien zu diesem Thema widerspiegeln, erkennt man, dass Immigration theoretisch sowie empirisch vielfach einen signifikanten positiven Effekt auf die Entwicklung der Immobilienpreise ausübt. Die verschiedenen Länder unterscheiden sich darin, wie viel vom

Preisanstieg durch Immigration erklärt werden kann. Allen gemeinsam ist jedoch, dass Immigration nie für die gesamte Preisänderung verantwortlich ist.

3.3. Gesellschaftliche Wohlfahrtskonsequenzen der Immigration

Sehr oft wird darüber diskutiert, ob Immigration die gesellschaftliche Wohlfahrt eines Landes beeinflusst. Betrachtet man dazu den Einfluss der Immigration auf den Arbeitsmarkt, findet man keine signifikante Evidenz dafür, dass die Immigration grosse Auswirkungen auf die gesellschaftliche Wohlfahrt des Landes hat. Zu diesem Ergebnis gelangen sehr viele zu diesem Thema durchgeführte Studien, unter anderem sowohl Saiz (2006) als auch Card (1990). Sollte ein Effekt bestehen, dann ist dieser nach Ottaviano und Peri (2007) sehr gering. Ihnen zufolge kann Immigration einen kleinen positiven Einfluss auf die Löhne der Einheimischen haben, die mindestens einen High-School Abschluss besitzen, während die Löhne derjenigen ohne High-School Abschluss einen geringen negativen Effekt erfahren. Saiz (2006) liefert drei mögliche Gründe, warum Löhne nur wenig auf Immigration reagieren. Erstens könnten Einheimische aufgrund der Immigration entscheiden, die Region zu verlassen. Zweitens könnten Immigranten bewusst in Städte ziehen, die über eine wachsende Produktivität und wachsende Löhne verfügen. Und drittens könnte die lokale Arbeitsnachfrage elastischer sein als bisher angenommen.

Betrachtet man jedoch den Einfluss der Immigration auf den Immobilienmarkt, wird deutlich, dass es tatsächlich zu ökonomischen Konsequenzen für Einheimische kommen kann. Wie im vorherigen Kapitel erläutert wurde, hat Immigration vielfach einen signifikanten positiven Effekt auf die Hauspreise, wobei dieser Effekt nach Saiz (2006) betragsmässig grösser ist als der Effekt der Immigration auf Löhne. Dieses Ergebnis ist sehr wichtig, um die lokalen ökonomischen Auswirkungen und gesellschaftlichen Wohlfahrtskonsequenzen der Immigration zu verstehen. So kann ein Anstieg oder eine Abnahme der Immobilienpreise, ausgelöst durch Migrationsbewegungen, zu einer Einkommensumverteilung bei den Einheimischen führen. Steigt der Hauspreis nach einem Immigrationsschock beispielsweise an, profitieren all die Personen davon, die bereits ein Haus besitzen, da ihr Vermögen mit einem Hauspreisanstieg zunimmt. Im Gegensatz dazu verlieren all jene Personen an Vermögen, die eine Wohnung mieten. Sie müssen mit demselben Einkommen nun mehr für dieselbe Wohnung bezahlen. Somit wird eine ungleiche Einkommensverteilung durch die Immigration verstärkt. Anders ausgedrückt, gibt es aufgrund der Immigration sowohl Gewinner als auch Verlierer innerhalb der einheimischen Bevölkerung (vgl. Grossmann et al.,

2014). Dieses Ergebnis ist wichtig, um zu verstehen, warum es zu zahlreichen politischen Debatten bezüglich Migration kommt.

Es gilt zu erwähnen, dass neben dem Immobilienmarkt auch der Gütermarkt die Verteilungseffekte und Wohlfahrtskonsequenzen der Immigration aufzeigen kann, zumal die Immigration nicht nur die Hauspreise sondern auch die übrigen Güterpreise signifikant beeinflusst. Frattini (2008) untersucht den Effekt der Immigration auf die Preise in Grossbritannien zwischen 1995 und 2006. Er findet einen positiven Effekt auf die Preise von handelbaren Gütern, beispielsweise Lebensmittel. Dieses Ergebnis erklärt er damit, dass durch die Immigration die Nachfrage nach solchen Gütern angestiegen sei. Im Gegensatz dazu führt Immigration zu einem signifikanten Rückgang der Preise von Dienstleistungen und nicht-handelbaren Gütern, die mit einer hohen Rate an tiefqualifizierten Arbeitern produziert werden, beispielsweise Reinigungsarbeiten. Eine Immigrationsrate von 1% an der gesamten Bevölkerung lässt den Preis dieser Güter um 0.2% sinken. Diese Preissenkung erklärt Frattini (2008) mit einem durch die Immigration ausgelösten Rückgang der Produktionskosten. Zu einem ähnlichen Ergebnis gelangt auch Cortes (2008), die den Effekt der Immigration auf den Preis von Dienstleistungen und nicht-handelbaren Gütern mit Daten zu den USA untersucht. Somit hat die Immigration, wie bereits über den Immobilienmarkt, auch über den Gütermarkt tatsächliche ökonomische Auswirkungen auf die Wohlfahrt einer Gesellschaft. Denn wie diese beiden Studien zeigen, steigen nach einem Immigrationsschock die Preise der Lebensmittel an, während die Preise derjenigen Güter sinken, die hauptsächlich von wohlhabenden Personen konsumiert werden. Folglich führt Immigration wiederum zu einer Verstärkung der ungleichen Einkommensverteilung (vgl. Frattini, 2008).

III. Empirische Analyse mit Daten zur Schweiz

1. Datensatz

Die drei abhängigen Variablen, das Preisniveau der Mietwohnungen, das Preisniveau der Eigentumswohnungen sowie das Preisniveau der Einfamilienhäuser jeweils auf Stufe der MS-Regionen und auf Jahresniveau, wurden von Wüest & Partner erarbeitet und zur Verfügung gestellt. Als Datenbasis verwenden Wüest & Partner Inserate von Wohnungsvermietungen sowie von Wohnungs- beziehungsweise Hausverkäufen in der Schweiz. Somit werden bei der Berechnung des durchschnittlichen Mietpreises pro MS-Region nur Neuvermietungen berücksichtigt. Wüest & Partner bieten die Daten zu den Immobilienpreisen in Schweizer Franken (CHF) pro Quadratmeter auf Vierteljahresniveau an. Um die Saisonabhängigkeit der Daten zu verkleinern, werden in den Regressionen jedoch nur die Preise des zweiten Quartals verwendet.

Die jährlichen Daten zu den unabhängigen Variablen, Bevölkerungsstand sowie Ausländeranteil, werden jeweils auf Stufe der politischen Gemeinden vom schweizerischen Bundesamt für Statistik bereitgestellt. Die Daten zu den Jahren 2007 bis 2012 sind im Statistischen Atlas der Schweiz aufgeführt (vgl. Bundesamt für Statistik: Statistischer Atlas, atlas.bfs.admin.ch), wohingegen diejenigen zu den Jahren 2005 und 2006 in der interaktiven Statistikdatenbank erfasst sind (vgl. Bundesamt für Statistik: STAT-TAP, pxweb.bfs.admin.ch). Unter dem Bevölkerungsstand versteht man die ständige Wohnbevölkerung der Schweiz. Dazu zählen Personen, die während mindestens zwölf Monaten in der Schweiz wohnhaft sind. Als Datenquelle gilt die Einwohnerzahl, die mit der Statistik der Bevölkerung und der Haushalte (STATPOP) erhoben wird. Um den Bevölkerungsstand auf Stufe der MS-Regionen zu erhalten, wird die Summe über alle Gemeinden der jeweiligen MS-Region gemacht. Aus welchen Gemeinden die 106 MS-Regionen zusammengesetzt sind, ist dem jährlich publizierten Dokument zur Raumgliederung der Schweiz zu entnehmen (vgl. Bundesamt für Statistik: Nomenklaturen, bfs.admin.ch). Bei der deskriptiven Statistik wird aus Gründen der Vergleichbarkeit auch die Bevölkerungsdichte auf Stufe der MS-Regionen dargestellt. Dies entspricht der ständigen Wohnbevölkerung pro Quadratkilometer Produktivfläche. Dazu wird der Bevölkerungsstand einer MS-Region durch die Produktivfläche der jeweiligen Region dividiert. Die Produktivfläche entspricht der Gesamtfläche abzüglich der unproduktiven Fläche, wie zum Beispiel Wasser, Felsen oder Sumpf. Der Ausländeranteil ist definiert als der prozentuale Anteil der ständigen

ausländischen Bevölkerung an der gesamten ständigen Wohnbevölkerung. Als Datenquelle wird wiederum die Statistik der Bevölkerung und der Haushalte (STATPOP) verwendet. Der prozentuale Ausländeranteil auf Stufe der MS-Regionen wird berechnet, indem die totale Ausländeranzahl der jeweiligen MS-Region durch die Zahl der gesamten Wohnbevölkerung (Bevölkerungsstand) dieser Region dividiert und anschliessend mit 100 multipliziert wird. Die totale Ausländeranzahl pro MS-Region entspricht der Summe der ständigen ausländischen Wohnbevölkerung aller Gemeinden, die dieser Region angehören.

Die Erwerbstätigenquote im Jahr 2010 sowie das Reineinkommen pro Person im Jahr 2010 dienen in einigen Regressionen als Kontrollvariablen. Die Daten dazu stammen wie bereits bei den unabhängigen Variablen vom schweizerischen Bundesamt für Statistik. Unter der Erwerbstätigenquote versteht man den prozentualen Anteil der Erwerbstätigen an der Gesamtbevölkerung, zu der in diesem Fall nur Personen ab dem 15. Lebensjahr gezählt werden. Als Datenquelle wird die Strukturerhebung (SE) verwendet. Da diese Daten nur auf kantonalem Niveau erhältlich sind, werden für die verschiedenen MS-Regionen die jeweiligen kantonalen Quoten verwendet. Zu welchem Kanton eine bestimmte MS-Region gehört, kann wiederum im Dokument zur Raumgliederung der Schweiz ersehen werden (vgl. Bundesamt für Statistik: Nomenklaturen, bfs.admin.ch). Das Reineinkommen pro Person versteht sich als das durchschnittliche durch natürliche Personen zu versteuernde Einkommen pro Einwohner in CHF. Zu den Einwohnern zählt die gesamte ständige Wohnbevölkerung, auch solche ohne Einkommen. Die Daten werden vom Bundesamt für Statistik auf Stufe der Gemeinden erhoben und als Datenquelle gilt die eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV). Auf Stufe der MS-Regionen entspricht das Reineinkommen pro Person dem Quotienten des totalen Reineinkommens einer MS-Region und des jeweiligen Bevölkerungsstandes dieser Region.

Die drei Dummy-Variablen Jahr, Region sowie Agglomeration sind folgendermassen definiert. Die Variable Jahr besteht aus sieben, beziehungsweise aus sechs, Jahresdummies, die den Wert eins aufweisen, wenn das Jahr dem Jahresdummy entspricht. Zur Variable Region gehören 105 Regionaldummies, die den Wert eins aufweisen, wenn die MS-Region mit dem Regionaldummy übereinstimmt. Die Variable Agglomeration besteht aus acht Agglormerationsdummies. Das wären je ein Dummy für die folgenden acht Agglomerationen: Zürich, Genf, Basel, Bern, Lausanne – Montreux, St. Moritz, Lugano – Locarno sowie Zug – Luzern. Auch hier nimmt der Dummy den Wert eins an, wenn die Agglomeration dem

Agglomerationsdummy entspricht. Für alle anderen MS-Regionen beträgt der Wert der Variable Agglomeration null.

In allen Berechnungen werden die Daten auf Stufe der MS-Regionen zu den Jahren 2005 bis 2012 verwendet. Dies ergibt 848 Beobachtungen (106 Regionen mal 8 Jahre). Die Variablen Mietpreis, Eigentumspreis, Hauspreis, Bevölkerungsstand sowie Reineinkommen pro Person werden in den Regressionen logarithmiert verwendet. In den Regressionen, die mit den ersten Differenzen der Variablen durchgeführt werden, beträgt die Differenz immer ein Jahr. In der Tabelle 1 im Anhang der Arbeit werden alle Variablen mit ihren entsprechenden Einheiten zusammenfassend aufgelistet.

2. Methode

Die Datenanalyse basiert auf der von Gonzalez und Ortega (2013) in ihrem Artikel verwendeten Methodik. Gonzalez und Ortega (2013) untersuchen den Kausaleffekt der Immigration auf den Hauspreisanstieg sowie auf den Anstieg der Hausangebotsmenge in Spanien. Dazu führen sie in einem ersten Schritt eine OLS-Regression durch. Ihre Basisschätzung sieht folgendermassen aus:

$$lnY_{rt} = \alpha_r + \lambda_t + \beta lnPop_{rt} + X'_{rt}\gamma + \varepsilon_{rt}, \quad (1)$$

wobei r für eine spanische Provinz und t fürs Jahr steht, Y entweder den Preis oder die Angebotsmenge darstellt und mit Pop_{rt} die totale Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter bezeichnet wird. α_r dient als provinzspezifischer Abschnitt, der für zeitunabhängige provinzspezifische Faktoren kontrolliert. λ_t ist ein Jahresdummy, der für zeitabhängige nationale Grössen kontrolliert. Als Kontrollvariable X_{rt} wird hauptsächlich die Erwerbstätigenquote verwendet. Anstelle der totalen Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter kann auch der Ausländeranteil einer Provinz verwendet werden. Gonzalez und Ortega (2013) schätzen die Regression in ihrer ersten Differenz. Dies sieht folgendermassen aus:

$$\Delta lnY_{rt} = \lambda_t + \beta \Delta lnPop_{rt} + \Delta X'_{rt}\gamma + \varepsilon_{rt}, \quad (2)$$

wobei die Differenz Δ ein Jahr beträgt. Zu den Kontrollvariablen gehören der Unterschied in der Erwerbstätigenquote, die abhängige Variable mit einem zeitlichen Rückstand von einem Jahr, ein Dummy für die verschiedenen Provinzen, ein Dummy für grosse Regionen (eine Region besteht aus mehreren Provinzen), regionale Zeittrends, unterschiedliche Zeittrends für Provinzen an der Küste und einem Interaktionsterm zwischen dem durchschnittlichen Hauspreis und einem Zeittrend. Die Beobachtungen sind nach der Bevölkerungszahl der

Provinz gewichtet und die Standardfehler werden pro Provinz zusammengefasst. In dieser OLS-Schätzung gilt β als der zu beobachtende Hauptkoeffizient und widerspiegelt die Preis-Bevölkerungselastizität, beziehungsweise die Mengen-Bevölkerungselastizität.
Da das Regressionsmodell (2) Endogenitätsprobleme aufweisen könnte, führen Gonzales und Ortega (2013) in einem zweiten Schritt eine Regression mit Instrumentenvariablen durch. Zum einen wird das *Ethnic Networks* Instrument verwendet. Diese Variable wurde von Card (2001) entwickelt. Sie basiert auf historischen Daten und widerspiegelt die Migrationsbewegungen früherer Generationen. Als zweite Instrumentenvariable brauchen Gonzalez und Ortega (2013) die von ihnen selbst entwickelte Variable *Gateways*. Dieses Instrument gibt an, wie gut eine Provinz erreichbar ist.

3. Schätzansatz

Das Ziel dieser Arbeit ist es, die Relation zwischen der Entwicklung der Bevölkerung und der Entwicklung der Immobilienpreise in der Schweiz zu untersuchen. Dabei wird zwischen drei verschiedenen Immobilienpreisen unterschieden: Mietpreis, Eigentumspreis und Hauspreis. Auf Seiten der unabhängigen Variablen wird zwischen der Entwicklung der gesamten Bevölkerung und der Entwicklung des Ausländeranteils differenziert. In einem ersten Schritt wird eine Panelregression mit fixen Effekten durchgeführt. Die Regressionskoeffizienten werden mit der OLS-Methode geschätzt. Die Basisregression sieht folgendermassen aus:

$$lnPreis_{it} = \beta_0 + \beta_1 Volk_{it} + \beta_2 Jahr_t + \beta_3 Region_i + X'_{it}\beta_4 + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

wobei i für die MS-Region und t für das Jahr steht, $Preis_{it}$ den Mietpreis, den Eigentumspreis oder den Hauspreis darstellt, $Volk_{it}$ entweder für den logarithmierten Bevölkerungsstand oder für den Ausländeranteil steht und ε_{it} die Störgrösse beschreibt. Die Variable $Jahr_t$ ist ein Jahresdummy, der für nationale zeitabhängige Faktoren kontrolliert. Der Dummy $Region_i$ kontrolliert für regionale zeitunabhängige Einflussfaktoren. Zu den Kontrollvariablen X_{it} zählen das logarithmierte Reineinkommen pro Person sowie die Erwerbstätigenquote. In einem zweiten Schritt wird die Panelregression in ihrer ersten Differenz geschätzt, wiederum mit der OLS-Methode. Die Regressionsgleichung sieht folgendermassen aus:

$$\Delta lnPreis_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Volk_{it} + \beta_2 Jahr_t + K'_{it}\beta_3 + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

wobei die Differenz ein Jahr beträgt, $Jahr_t$ wiederum ein Jahresdummy darstellt und K für die neuen Kontrollvariablen steht. Dazu gehören zum einen der entsprechende Immobilienpreis in

einem zeitlichen Rückstand von einem Jahr ($lnPreis_{i,t-1}$) und zum anderen ein Agglomerationsdummy. Dieser Dummy kontrolliert für bestimmte Agglomerationen, die einen überdurchschnittlich hohen Einfluss auf die zu erklärende Variable haben könnten.

Die beiden Regressionsmodelle untersuchen dieselbe Relation zwischen der Entwicklung der Immobilienpreise sowie der Entwicklung der Bevölkerung. Welches der beiden Modelle effizienter ist, hängt von den Annahmen zu den Störgrössen ab. Sind die Störgrössen serienmässig nicht miteinander korreliert, ist der geschätzte Koeffizient des Modells der fixen Effekte effizienter. Folgen die Störgrössen jedoch einer zufälligen Anordnung, ist es das Modell der ersten Differenz, das effizienter ist und folglich interpretiert werden sollte. Häufig befindet sich die Realität jedoch irgendwo dazwischen (vgl. Wooldridge, 2002). Die geschätzten Koeffizienten der beiden Modelle müssen nicht genau denselben Wert einnehmen, da die Datenanalyse acht Jahre umfasst. Unterscheiden sich die geschätzten Koeffizienten der beiden Modelle jedoch stark voneinander, kann es sein, dass die Annahme der strikten Exogenität der Regressoren nicht erfüllt ist. In diesem Fall treten Endogenitätsprobleme auf. Dazu zählt unteranderem das Omitted Variable Bias (vgl. Wooldridge, 2002). Ein Omitted Variable Bias entsteht, wenn es einen Faktor gibt, der nicht mit in die Regression einbezogen wird, obwohl er sowohl die abhängige als auch die unabhängige Variable beeinflusst. Ist dies der Fall, dann ist die Störgrösse mit den unabhängigen Variablen korreliert und die Regressionskoeffizienten sind inkonsistent (vgl. Wooldridge, 2009). Ist die ausgelassene Variable zeitabhängig, tritt das Omitted Variable Bias sowohl im Regressionsmodell der fixen Effekte als auch im Modell der ersten Differenz auf. Um Endogenitätsprobleme vollständig zu beheben, müssten Instrumentenvariablen eingeführt werden.

Der für diese Arbeit entscheidende Regressionskoeffizient ist in beiden Modellen β_1. Dieser Koeffizient widerspiegelt den Einfluss der Bevölkerungsentwicklung auf die Entwicklung der Immobilienpreise. Im ersten Fall, wo der logarithmierte Bevölkerungsstand als erklärende Variable in die Schätzungen miteinbezogen wird, drückt β_1 eine Preis-Bevölkerungselastizität aus. Wenn also der Bevölkerungsstand einer MS-Region um 1% ansteigt, dann nimmt der Immobilienpreis dieser Region um β_1% zu. Hat die Entwicklung der gesamten Bevölkerung einen Einfluss auf die Immobilienpreise, wird dieser Regressionskoeffizient signifikant verschieden von null sein. Im zweiten Fall wird der Einfluss des Ausländeranteils auf die Immobilienpreise untersucht. Ein Anstieg des Ausländeranteils um einen Prozentpunkt führt zu einer Veränderung der Immobilienpreise von $(100 \times \beta_1)$%.

Wie in der Literaturübersicht erläutert wurde, ist es a priori schwierig zu prognostizieren, welchen Effekt die Entwicklung der Bevölkerung auf die Entwicklung der Immobilienpreise ausüben wird. So gibt es Argumente sowohl für eine positive als auch für eine negative Relation der beiden Grössen. Zum einen verfügt die Schweiz über eine Mietpreiskontrolle, die dazu führt, dass besonders die Mietpreise nicht dem vollständigen auf dem Markt vorherrschenden Preisdruck ausgesetzt sind. Dies spricht für einen geringen Einfluss der Bevölkerungsentwicklung auf die Immobilienpreise, insbesondere auf die Mietpreise. Auf der anderen Seite ist der Schweizer Immobilienmarkt sehr dicht und folglich anfälliger auf lokale Schocks, zum Beispiel durch unerwartete Immigration. Ebenfalls für einen signifikanten positiven Einfluss des Bevölkerungswachstums auf die Immobilienpreise spricht die im Modell von Grossmann et al. (2014) beschriebene Interaktion der beiden Grössen. So prognostiziert dieses Modell für ein hochproduktives Land wie die Schweiz einen durch Immigration ausgelösten permanenten Hauspreisanstieg. Zusätzlich kommt auch die Mehrzahl der durchgeführten empirischen Studien zum Ergebnis, dass eine signifikante positive Relation zwischen der Entwicklung der Immigration und der Entwicklung der Immobilienpreise besteht. Demzufolge kann für die Schweiz eine positive Relation zwischen dem Bevölkerungswachstum und dem Immobilienpreisanstieg erwartet werden. Anders ausgedrückt, wird erwartet, dass der Regressionskoeffizient β_1 positiv sein wird. Da sich die bisher durchgeführten Studien vor allem auf den Effekt der Immigration konzentriert haben, bleibt jedoch unklar, ob ein positives β_1 hauptsächlich auf die Immigration oder auch auf die allgemeine Entwicklung der Bevölkerung zurück zu führen ist.

Zwischen diesem Schätzansatz und der Methodik, die von Gonzalez und Ortega (2013) verwendet wurde, gibt es einige Unterschiede. Erstens wird in dieser Arbeit zwischen drei verschiedenen Immobilienpreisen unterschieden, jedoch nicht auf die Angebotsmenge eingegangen. Zweitens wird mit diesem Schätzansatz der Einfluss der Entwicklung des Ausländeranteils genauer untersucht als bei Gonzalez und Ortega (2013), da man in der Schweiz nicht davon ausgehen kann, dass die Entwicklung der Bevölkerung nur auf die Immigration zurückzuführen ist. So werden in einigen Schätzungen beide Grössen, der Bevölkerungsstand sowie der Ausländeranteil, gleichzeitig mit in die Analyse einbezogen. Drittens gibt es Abweichungen bei den Kontrollvariablen. In der Regression der fixen Effekte wird beispielsweise neben der Erwerbstätigenquote auch für das Reineinkommen pro Person kontrolliert. In der Regression der ersten Differenz werden hingegen weniger Kontrollvariablen verwendet, als dies Gonzalez und Ortega (2013) tun. Es wird unter anderem

auf den Unterschied in der Erwerbstätigenquote verzichtet, da diese Differenz zwischen zwei Jahren sehr klein ist. Auch werden die Beobachtungen nicht nach den Bevölkerungsständen der MS-Regionen gewichtet, da die regionalen Unterschiede bereits durch die Regional- und Agglomerationsdummies kontrolliert werden.

4. Ergebnisse

4.1. Deskriptive Statistik

Die deskriptive Statistik zeigt, wie sich die einzelnen Variablen von 2005 bis 2012 entwickelt haben. Die Werte sind in den Tabellen 2 bis 12 im Anhang der Arbeit wiedergegeben. Der Mietpreis, die erste abhängige Variable, wächst über alle acht Jahre und über alle 106 MS-Regionen mit einer durchschnittlichen jährlichen Rate von 1.62%. Die Abbildung 1 zeigt, dass der durchschnittliche nationale Mietpreis über die acht Jahre ständig angestiegen ist. Im Jahr 2005 beträgt er 174.90 CHF/m^2 und im Jahr 2012 erreicht er bereits ein Preisniveau von 196.55 CHF/m^2. Im Jahr 2008 steigt der Mietpreis um 3.28% gegenüber dem Vorjahr an, was die höchste Wachstumsrate der Mietpreise darstellt, wie in Abbildung 4 deutlich zu sehen ist. Lausanne, Genf und St. Moritz weisen über die Jahre das höchste Wachstum auf.

Der Durchschnittspreis einer Eigentumswohnung ist von 4203.40 CHF/m^2 im Jahr 2005 auf 5770.80 CHF/m^2 im Jahr 2012 angestiegen. Dies impliziert über alle acht Jahre einen Preisanstieg von 37.29%. Die durchschnittliche Wachstumsrate pro Jahr beträgt 4.3%. Am stärksten sind die Kaufpreise der Eigentumswohnungen im Jahr 2012 angestiegen, wie in Abbildung 5 zu sehen ist. Im Jahr 2012 steigen die Preise um 6.4% gegenüber dem Vorjahr an. Auch hier verfügen Genf, Lausanne, St. Moritz und Zürich über die höchsten Wachstumsraten. Es sind dieselben Agglomerationen, die auch die höchsten durchschnittlichen Preise aufweisen. Beträgt der über alle acht Jahre durchschnittliche nationale Eigentumspreis 4854.15 CHF/m^2, zahlt man für eine Eigentumswohnung in St. Moritz durchschnittlich 10181.60 CHF/m^2, in Genf 7908.10 CHF/m2 und in Zürich 7350.20 CHF/m^2.

Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Hauspreise beträgt 3.46%. Im Jahr 2005 bezahlt man für ein Einfamilienhaus durchschnittlich 4208.70 CHF/m^2 und im Jahr 2012 bereits 5421.90 CHF/m^2. Bei den Hauspreisen weist das Jahr 2011 die höchste Wachstumsrate auf, wie in Abbildung 6 zu sehen ist. So steigt im Jahr 2011 der Kaufpreis um

4.43% gegenüber dem Vorjahr an. Betrachtet man die verschiedenen Agglomerationen etwas genauer, stellt man fest, dass die höchsten Wachstumsraten wiederum in Lausanne, Genf und Zürich zu finden sind. Im Gegensatz zu den beiden vorherigen Immobilienpreisen kann bei den Hauspreisen in St. Moritz kein grosses Wachstum festgestellt werden. Nichtsdestotrotz ist in Tabelle 4 zu sehen, dass die Kaufpreise von Einfamilienhäusern in St. Moritz über dem nationalen Durchschnitt liegen.

Nachdem die Entwicklung der Immobilienpreise beschrieben worden ist, wird nun auf die Entwicklung der unabhängigen Variablen eingegangen. Der Bevölkerungsstand der Schweiz ist zwischen 2005 und 2012 mit einer jährlichen durchschnittlichen Rate von 0.9% gewachsen. Wie in Abbildung 10 zu sehen ist, tritt im Jahr 2008 das grösste Bevölkerungswachstum ein. So ist im Jahr 2008 die ständige Wohnbevölkerung der Schweiz mit einer Rate von 1.23% gegenüber dem Vorjahr angestiegen. In den darauf folgenden Jahren bleibt die Wachstumsrate ziemlich konstant nahe bei 0.9%. Auch bei dieser unabhängigen Variablen sind es wiederum die Agglomerationen Lausanne, Genf und Zürich, die die höchsten Wachstumsraten aufweisen. Das Bevölkerungswachstum ist nur sehr schwach mit dem Wachstum der Immobilienprise korreliert. Dieses Resultat ist auch in den Abbildungen 13 bis 15 zu erkennen. Die grösste Korrelation besteht zwischen der Entwicklung der Mietpreise und dem Bevölkerungswachstum und beträgt nur gerade 0.089. So weisen sowohl die Mietpreise als auch der Bevölkerungsstand die höchsten Wachstumsraten im Jahr 2008 auf.

Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Ausländeranzahl beträgt 3%. Der durchschnittliche jährliche Unterschied im Ausländeranteil einer MS-Region beläuft sich auf 0.37 Prozentpunkten. Der höchste Anstieg findet wie auch bei der gesamten Bevölkerung im Jahr 2008 statt. Im Jahr 2008 steigt der durchschnittliche Ausländeranteil um 0.55 Prozentpunkte gegenüber dem Vorjahr an. Dies wiederspiegelt eine Wachstumsrate von 4.43% bei der Ausländeranzahl. Im Gegensatz zur Entwicklung der gesamten Bevölkerung steigt der Ausländeranteil jedoch auch im Jahr 2010 noch einmal mit einer über dem Durchschnitt liegenden Wachstumsrate an, wie in Abbildung 11 und 12 deutlich zu sehen ist. Der nationale durchschnittliche Ausländeranteil beträgt 18.47%. St. Moritz, Lausanne und Zürich weisen wiederum die höchsten Wachstumsraten der Schweiz auf. Zwischen dem Wachstum der Immobilienpreise und der Entwicklung des Ausländeranteils besteht eine positive Korrelation. Die Werte der Korrelation liegen zwischen 0.085 und 0.248. Die grösste Korrelation besteht wiederum zwischen der Entwicklung der Mietpreise und der Entwicklung

des Ausländeranteils. Grafisch sind die Korrelationen in den Abbildungen 16 bis 18 dargestellt.

Interessant ist, dass eine gewisse Ähnlichkeit zwischen der Entwicklung der ständigen Wohnbevölkerung der Schweiz und derjenigen des Ausländeranteils besteht. Trotzdem sind die beiden unabhängigen Variablen nicht strikt miteinander korreliert. So beträgt die Korrelation zwischen dem Bevölkerungstand einer Region und ihrem Ausländeranteil 0.49. Das Bevölkerungswachstum und die Entwicklung des Ausländeranteils verfügen über eine Korrelation von nur 0.36, wie in Tabellen 11 beschrieben und in Abbildung 9 dargestellt ist. Berechnet man mit den in Tabelle 5 verfügbaren Zahlen den Anteil, den die Zunahme an Ausländern pro Jahr an der Zunahme der gesamten Bevölkerung pro Jahr ausmacht, erhält man für die verschiedenen Jahre Anteile zwischen 52% und 64%, mit Ausnahme des Jahrs 2006, wo der Anteil nur 25.5% beträgt. Das heisst, dass Immigration grösstenteils für etwas mehr als die Hälfte des Bevölkerungswachstums verantwortlich ist.

Die im Regressionsmodell der fixen Effekte verwendete Kontrollvariable, Reineinkommen pro Person, weist eine ähnliche Struktur auf wie die anderen Variablen. Zu den Agglomerationen mit dem höchsten durchschnittlichen Reineinkommen pro Person zählen Zürich, Zug-Luzern und Genf. So liegt beispielsweise das mittlere Reineinkommen pro Person in der Region Zürich bei 51071.10 CHF, wo hingegen das nationale durchschnittliche Einkommen pro Person 35500.20 CHF beträgt. Das Reineinkommen pro Person ist positiv mit den Immobilienpreisen korreliert. Bei der zweiten Kontrollvariablen, der Erwerbstätigenquote, besitzen Zug-Luzern, Zürich und St. Moritz eine über dem Durchschnitt liegende Quote. In den Agglomerationen Lugano-Locarno sowie Genf liegt die Erwerbstätigenquote hingegen unter dem nationalen Durchschnitt von 63.5%. Die Erwerbstätigenquote ist nur schwach mit den Immobilienpreisen korreliert.

Vergleicht man die jährlichen Wachstumsraten der Immobilienpreisen mit der von der SNB zur Verfügung gestellten jährlichen Kerninflation der Konsumentenpreise, stellt man fest, dass der Immobilienpreisanstieg grösser ist als die Inflation. Die prozentualen Veränderungen der Konsumentenpreise gegenüber dem Vorjahr liegen in den Jahren 2005 bis 2012 zwischen -0.1% und 1.8%, was deutlich kleiner als die Wachstumsraten der Immobilienpreise ist (vgl. Schweizer Nationalbank: Konsumentenpreise, snb.ch). Folglich stellt sich die Frage, wie dieses erhöhte Preiswachstum erklärt werden kann. Haben sich neue Erwartungen auf dem Markt gebildet? Könnte der Preisanstieg durch das Inkrafttreten der Bilateralen Verträge zur Personenfreizügigkeit mit der EU im Jahr 2006 (bzw. im Jahr 2009) angetrieben worden sein

(vgl. Direktion für europäische Angelegenheiten: Personenfreizügigkeit, europa.admin.ch)? Sind demnach die Immobilienpreise aufgrund der Immigration angestiegen? Um diese Fragen beantworten zu können, wird im nächsten Teilkapitel die Relation zwischen der Entwicklung der Immobilienpreise und der Entwicklung der Bevölkerung mit Hilfe einer Regressionsanalyse untersucht. Die Ergebnisse der deskriptiven Statistiken geben einen ersten Eindruck davon, wie diese Fragen beantwortet werden könnten. So stimmt der Verlauf der durchschnittlichen Immobilienpreise grösstenteils nicht mit dem Verlauf des durchschnittlichen Bevölkerungswachstums überein und die Korrelation zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen ist klein. Auch sind in den Jahren 2006 und 2009 keine besonderen Reaktionen auf das Inkrafttreten der Bilateralen Verträge mit der EU zu erkennen. Der stärkste Anstieg des Ausländeranteils, der Bevölkerung und des Mietpreises findet im Jahr 2008 statt. All dies spricht nicht dafür, dass die Entwicklung der Bevölkerung einen grossen Teil des Immobilienpreisanstiegs erklären kann.

4.2. Regressionsanalysen

Zuerst wird das Regressionsmodell (3) der fixen Effekte geschätzt. Es wird zu jeder der drei abhängigen Variablen je eine Regressionsanalyse durchgeführt. Tabelle 13 gibt die Schätzungen zur Variable Mietpreis wieder, in Tabelle 14 sind die geschätzten Regressionskoeffizienten zur Variable Eigentumspreis vorzufinden und Tabelle 15 legt die Resultate zu den Schätzungen zur abhängigen Variable Hauspreis dar. Die Immobilienpreise sind jeweils logarithmiert. Die ersten beiden Zeilen der Tabellen repräsentieren den zu untersuchenden Regressionskoeffizienten β_1. Mit diesem OLS-Schätzer wird die Relation zwischen der Entwicklung der Preise und der Entwicklung der Bevölkerung aufgezeigt. In den ersten vier Kolonnen der Tabellen wird als erklärende Variable der logarithmierte Bevölkerungsstand eingesetzt. In den Kolonnen V bis VIII wird der Ausländeranteil als erklärende Variable verwendet und in den letzten beiden Kolonnen werden der logarithmierte Bevölkerungsstand sowie der Ausländeranteil gleichzeitig mit in die Analyse einbezogen. Beide Grössen gleichzeitig einzusetzen, ist berechtigt, da die beiden erklärenden Variablen nicht strikt miteinander korreliert sind. In jeder Schätzung wird für das Jahr und die MS-Region kontrolliert. Zusätzlich wird jeweils in der zweiten Schätzung fürs logarithmierte Reineinkommen pro Person kontrolliert, in der dritten Schätzung wird die Kontrollvariable Erwerbstätigenquote eingesetzt und in der vierten Schätzung werden beide Kontrollvariablen verwendet. Das R^2 *adjusted* ist mit Werten über 0.96 in allen Schätzungen sehr hoch. Das

bedeutet, dass das Modell mehr als 96% der Varianz der abhängigen Variablen erklären kann. Im Folgenden gilt das Hauptinteresse jeweils derjenigen Schätzung, die alle Kontrollvariablen miteinbezieht, da diese Schätzung tendenziell das höchste R^2 *adjusted* aufweist.

In einem zweiten Schritt wird das Regressionsmodell (4) der ersten Differenz geschätzt. Die Differenz beträgt ein Jahr. Die Immobilienpreise sowie der Bevölkerungsstand sind wiederum logarithmiert. Auch hier wird zu jeder der drei abhängigen Variablen je eine Regressionsanalyse durchgeführt. In Tabelle 16 sind die Resultate zu den Schätzungen zur Variable Mietpreis dargestellt, Tabelle 17 gibt die geschätzten Regressionskoeffizienten zur Variable Eigentumspreis wieder und Tabelle 18 legt die Schätzungen zur abhängigen Variablen Hauspreis dar. Analog zum Basismodell (3) steht der zu untersuchende Regressionskoeffizient β_1 in den ersten beiden Zeilen der Tabellen. Die Schätzungen in den ersten vier Kolonnen der Tabellen verwenden die Wachstumsrate des Bevölkerungsstandes, die Schätzungen in den Kolonnen V bis VIII die Entwicklung des Ausländeranteils und die letzten vier Schätzungen beide Grössen als erklärende Variablen. Die zwölf Schätzungen werden für das Jahr kontrolliert. Zusätzlich wird jeweils in der zweiten Schätzung der um ein Jahr verzögerte Immobilienpreis, in der dritten Schätzung der Agglomerationsdummy und in der vierten Schätzung sowohl der verzögerte Immobilienpreis als auch die Agglomeration als Kontrollvariablen eingesetzt. In diesem Regressionsmodell der ersten Differenzen ist das R^2 *adjusted* mit Werten unter 0.18 sehr viel tiefer als im Modell der fixen Effekte. Trotzdem gilt das Hauptinteresse wiederum der Schätzung, die alle Kontrollvariablen einschliesst.

Wie im Kapitel zum Schätzansatz erläutert wurde, untersuchen beide Modelle dieselbe Relation zwischen der Entwicklung der Bevölkerung sowie der Entwicklung der Immobilienpreise. Dennoch müssen nach Wooldridge (2002) die geschätzten Koeffizienten der beiden Modelle nicht identisch sein, falls die Datenanalyse mehr als zwei Jahre umfasst. Werden die Regressionsanalysen jedoch mit Daten zu nur zwei Perioden durchgeführt, sollten beide Modelle, falls sie über eine korrekte Spezifikation verfügen, denselben Koeffizienten schätzen. Um zu überprüfen, ob die zur Analyse verwendeten Regressionsmodelle korrekt sind, werden die beiden Regressionen mit Daten zu nur zwei Perioden durchgeführt. Dabei erhält man für verschiedene Jahre sowohl im Modell der fixen Effekte wie auch im Modell der ersten Differenz immer denselben Wert für die jeweiligen Regressionskoeffizienten. Dies ist ein gutes Resultat. Es bedeutet, dass es keinen Fehler in der Implementierung der Modelle gibt.

Bei den durchgeführten Regressionsanalysen mit den Daten zu allen acht Jahren, die im Anhang der Arbeit in den Tabellen 13 bis 18 dargestellt sind, stellt man fest, dass für alle drei Immobilienpreise nicht derselbe Wert in beiden Modellen für den jeweiligen Regressionskoeffizient β_1 geschätzt wird. Dies stellt, wie bereits erklärt wurde, kein Problem dar, solange sich die Schätzungen nicht zu sehr voneinander unterscheiden. Betrachtet man die geschätzten Werte der beiden Modelle genauer, sieht man jedoch, dass zum Teil grosse Differenzen zwischen den Koeffizienten der beiden Modelle bestehen. So beträgt beispielsweise der geschätzte Koeffizient des Bevölkerungstandes zu den Mietpreisen im Modell der fixen Effekte 0.197, wohingegen er sich im Modell der ersten Differenz auf 0.024 beläuft. Ähnliche Unterschiede findet man bei den anderen Schätzungen. Wird der Ausländeranteil als erklärende Variable verwendet, ist der Unterschied zwischen den beiden Modellen etwas geringer. Da solch grosse Unterschiede bestehen, muss davon ausgegangen werden, dass Endogenitätsprobleme vorliegen.

Ein mögliches Endogenitätsproblem könnte darin liegen, dass ein Omitted Variable Bias besteht. Da stellt sich die Frage, was diese dritte ausgelassene Grösse sein könnte, die sowohl die Immobilienpreise als auch die Entwicklung der Bevölkerung beeinflusst. Ist die ausgelassene Variable eine zeitunabhängige Grösse, fällt sie im Modell der ersten Differenz weg. In diesem Fall würde das Modell der fixen Effekte den Einfluss der Entwicklung der Bevölkerung überschätzen, während die Schätzungen des Modells der ersten Differenz nicht verzerrt wären. Ist die ausgelassene Variable jedoch zeitabhängig, werden die Schätzungen beider Modelle verzerrt. Betrachtet man die geschätzten Koeffizienten, sieht man, dass die Koeffizienten des Modells der fixen Effekte betragsmässig immer grösser sind als diejenigen des Modells der ersten Differenz. Dieses Resultat spricht dafür, dass das Regressionsmodell der fixen Effekte den Einfluss überschätzt und folglich über ein grösseres Omitted Variable Bias verfügt. Trotzdem darf nicht ausgeschlossen werden, dass auch im zweiten Modell ein Omitted Variable Bias vorliegt.

Ein weiteres mögliches Kausalitätsproblem liegt darin, dass die unabhängige Variable der Regressionsanalysen, die Entwicklung der Bevölkerung, nicht exogen ist. Dazu wird ein Test durchgeführt, der darin besteht, das Niveau der erklärenden Variable als zusätzlichen Regressor in die Schätzung der ersten Differenz einzusetzen und dabei das Modell wiederum mit Daten zu nur zwei Perioden zu schätzen. Die erklärende Variable ist exogen, falls das Niveau dieser unabhängigen Grösse keinen signifikanten Einfluss auf die abhängige Variable des Modells der ersten Differenz hat (vgl. Wooldridge, 2002). Wird dieser Test mit den Daten

zur Schweiz durchgeführt, sieht man, dass die Entwicklung des Bevölkerungsstands nicht exogen ist. Folglich sind die Schätzungen, die den Bevölkerungsstand mit in die Regression einbeziehen, verzerrt. Dies liegt daran, dass der Bevölkerungsstand nicht nur die Hauspreise beeinflusst, sondern selbst auch durch einen Anstieg oder eine Abnahme der Immobilienpreise beeinflusst wird. Es kann davon ausgegangen werden, dass steigende Wohnungspreise zu einer Abnahme des Bevölkerungswachstums führen (vgl. Grossmann et al., 2014). Somit wird der Einfluss, der die Bevölkerungsentwicklung auf die Entwicklung der Immobilienpreise ausübt, unterschätzt. Dass diese Möglichkeit besteht, wird in verschiedenen Studien erläutert, unter anderem auch im Artikel von Gonzalez und Ortega (2013). Wird mit dem beschriebenen Exogenitätstest das Verhalten des Ausländeranteils untersucht, stellt sich interessanterweise heraus, dass diese Grösse ein viel geringeres Endogenitätsproblem aufweist als es die Entwicklung der gesamten Bevölkerung tut. Folglich sind die Schätzungen zum Ausländeranteil weniger verzerrt. Dieses Ergebnis wird dadurch bestätigt, dass sich die geschätzten Regressionskoeffizienten zum Ausländeranteil weniger stark zwischen den beiden Modellen unterscheiden, als es die zum Bevölkerungsstand gehörenden Koeffizienten tun.

Um diese verschiedenen Kausalitätsprobleme zu beheben und folglich keine verzerrten Schätzungen mehr zu haben, müssten die Regressionen mit Hilfe von Instrumentenvariablen durchgeführt werden. Trotzdem werden in einem nächsten Schritt die in dieser Arbeit realisierten Regressionsanalysen genauer betrachtet. Dabei gilt das Interesse vor allem dem Modell der ersten Differenz. Es wird besonders auf dieses Regressionsmodell eingegangen, da es ein geringeres Omitted Variable Bias aufweist und folglich effizienter ist. Wie in der Literaturübersicht erläutert wurde, üben verschiedene Faktoren einen Einfluss auf die Immobilienpreise aus. Dazu gehören neben den demografischen Faktoren auch die monetären, institutionellen sowie individuellen Grössen. Verändert sich eine Grösse über zwei Perioden nicht, fällt sie im Modell der ersten Differenz bereits weg. Daraus schliesst sich, dass das Modell der ersten Differenz über quantitativ weniger ausgelassenen Variablen verfügen sollte. Dennoch müssen die Zahlen mit Vorsicht genossen werden, da aufgrund der entdeckten Endogenitätsprobleme auch die Schätzungen des zweiten Modells zum Teil verzerrt sein könnten.

Als erstes werden die Ergebnisse der Schätzungen dargestellt, deren zu erklärende Variable der Mietpreis ist. Die Zahlen dazu sind in Tabelle 16 wiedergegeben. Wie bereits erwähnt, sind es die Kolonnen IV, VIII und XII, die zur Analyse verwendet werden. Es ist zu sehen,

dass der Bevölkerungsstand, beziehungsweise die Wachstumsrate des Bevölkerungstandes, keinen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung des Mietpreises hat. Dieses Fazit kann sowohl in Kolonne IV als auch in Kolonne XII, wo der Unterschied des Ausländeranteils mit in die Regression einbezogen wird, gemacht werden. Anders ist es beim Ausländeranteil. Der Unterschied im Ausländeranteil hat einen positiven und stark signifikanten Einfluss auf die Entwicklung des Mietpreises. Der geschätzte Regressionskoeffizient zum Ausländeranteil liegt zwischen 0.0094 und 0.0099. Das bedeutet, dass ein Anstieg des Ausländeranteils um einen Prozentpunkt den Mietpreis dieser Region um fast 1% erhöht. Anders ausgedrückt, würde der Mietpreis einer Wohnung mit einer Fläche von 100 m^2 um etwa 180 CHF ansteigen. Dennoch erklärt die Entwicklung des Ausländeranteils nur einen sehr kleinen Teil der Mietpreiszunahme. Betrachtet man beispielsweise das Jahr 2008, so sieht man in der Tabelle 5, dass der Mietpreis um 6.10 CHF/m^2 und der Ausländeranteil um 0.55 Prozentpunkte gegenüber dem Vorjahr angestiegen sind. Der Regressionsanalyse zufolge sollte ein Anstieg des Ausländeranteils um 0.55 Prozentpunkte zu einer Zunahme des Mietpreises um 0.99 CHF/m^2 führen. Folglich erklärt die Immigration nur 16.22% des Mietpreisanstieges. Bei den Kontrollvariablen des Regressionsmodells sieht man, dass der Mietpreis des Vorjahres keinen Einfluss auf die Entwicklung des Preises hat. Räumlich betrachtet, sind es die Agglomerationen Genf und Lausanne, die den Mietpreis am stärksten beeinflussen. Das sind dieselben Agglomerationen, die auch das höchste Mietpreiswachstum aufweisen.

Die Resultate zur Analyse der Eigentumswohnungspreisen sind in Tabelle 17 dargelegt. Das Bevölkerungswachstum hat auch hier keinen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung der Eigentumspreise. Im Gegensatz zu den Mietpreisen sind jedoch bei den Schätzungen zu den Eigentumspreisen auch die Koeffizienten zum Ausländeranteil nicht signifikant verschieden von null, bei einem Signifikanzniveau von 10%. Hingegen hat der als Kontrollvariable eingesetzte um ein Jahr verzögerte Eigentumspreis in allen Schätzungen einen positiven Effekt auf das Preiswachstum. Dieser Effekt nimmt mit der Berücksichtigung der verschiedenen Agglomerationen etwas ab, bleibt aber immer noch signifikant. Umso höher das Preisniveau einer MS-Region ist, desto stärker steigen die Preise in dieser Region an. Die Entwicklung des Eigentumspreises ist folglich vom vorherrschenden Preisniveau abhängig, wird aber nicht bedeutend von der Entwicklung der Bevölkerung beeinflusst. Räumlich betrachtet, sind es wiederum die Agglomerationen Genf und Lausanne, die einen signifikanten positiven Einfluss auf die Eigentumspreise aufweisen. Zusätzlich wird das

Preiswachstum auch von der Agglomeration St. Moritz positiv, jedoch von der Agglomeration Bern leicht negativ beeinflusst. Das R^2 *adjusted* ist bei allen Schätzung zum Eigentumspreis etwas kleiner als bei den Schätzungen zum Mietpreis. So liegt es bei all denjenigen Schätzungen, die alle Kontrollvariablen miteinbeziehen, zwischen 0.1622 und 0.1630.

Als letztes nun die Ergebnisse zur Entwicklung der Hauspreise, die in Tabelle 18 im Anhang der Arbeit dargelegt sind. In der ersten Schätzung, die nur für das Jahr kontrolliert und in der das Wachstum des Bevölkerungstandes die einzige erklärende Variable ist, beträgt der zum Bevölkerungsstand gehörende Koeffizient 0.29 und ist mit einem Signifikanzniveau von 5% signifikant verschieden von null. In den anderen Schätzungen hat das Bevölkerungswachstum wiederum keinen Einfluss auf die Entwicklung der Hauspreise. Der zum Ausländeranteil gehörende Koeffizient ist sowohl in der Schätzung VIII wie auch in der Schätzung XII mit einem Signifikanzniveau von 5% verschieden von null. Folglich hat die Entwicklung des Ausländeranteils wiederum einen positiven Effekt auf die Entwicklung der Hauspreise. Steigt der Ausländeranteil einer Region um einen Prozentpunkt an, wächst der Hauspreis dieser Region um 0.8%. Der Preis eines Hauses mit einer Fläche von 100 m^2 würde durchschnittlich also um etwa 3810 CHF ansteigen. Doch wie bereits bei den Mietpreisen erklärt die Entwicklung des Ausländeranteils auch bei den Einfamilienhäusern nur einen sehr kleinen Teil des Preisanstieges. Wie in Tabelle 5 zu sehen ist, gibt es beispielsweise im Jahr 2011 einen Hauspreisanstieg von 242.70 CHF/m^2. Dies wiederspiegelt das während den acht Jahren höchste jährliche Wachstum der Hauspreise. Da der durchschnittliche Hauspreis im Jahr 2010 4948.20 CHF/m^2 beträgt, würde der Regressionsanalyse zufolge ein Anstieg des Ausländeranteils um einen Prozentpunkt zu einem Preiswachstum von 39.60 CHF/m^2 führen. Der Ausländeranteil steigt im Jahr 2011 jedoch nur um 0.367 Prozentpunkte an. Somit schätzt das Modell fürs Jahr 2011 einen auf die Immigration zurückzuführenden Hauspreisanstieg von 14.50 CHF/m^2. Das wiederspiegelt einen Anteil von 5.97% an der tatsächlichen Hauspreiszunahme. Demnach erklärt die Immigration nicht nur bei den Mietpreisen, sondern auch bei den Hauspreisen nur einen sehr kleinen Teil des Preiswachstums. Bei den Kontrollvariablen ist zu sehen, dass der Hauspreis des Vorjahres die Entwicklung der Hauspreise nur beeinflusst, wenn nicht für die verschiedenen Agglomerationen kontrolliert wird. Genf und Lausanne haben wie auch bei den beiden vorherigen Immobilien den höchsten Einfluss auf die Entwicklung der Preise. Es gilt zu erwähnen, dass auch St. Moritz einen starken Effekt auf die Hauspreise ausübt, jedoch ist dieser Effekt negativ. Das R^2 *adjusted*

liegt mit Werten um 0.08 unterhalb der Erklärungskraft des Modells der anderen Immobilienpreisen.

Man stellt fest, dass das Bevölkerungswachstum den Anstieg der Immobilienpreise nicht signifikant beeinflusst. Zwischen der Immigration und der Preisentwicklung der Mietwohnungen sowie der Einfamilienhäuser kann hingegen eine positive Relation beobachtet werden, was zum Teil mit den Erwartungen übereinstimmt. Es gilt jedoch noch einmal zu erwähnen, dass aufgrund der entdeckenden Endogenitätsprobleme vorsichtig mit den Resultaten der Regressionsanalysen umgegangen werden muss. Interessant ist, dass das Wachstum der gesamten ständigen Wohnbevölkerung nicht den gleichen Effekt auf die Immobilienpreise der Schweiz ausübt, wie die Zunahme der ausländischen Bevölkerung. Dieses Resultat könnte damit begründet werden, dass Immigranten eine hohe Nachfrage nach neuen Immobilien aufweisen und so die Preise nach oben drücken. Einheimische verfügen bereits über Immobilien, die von Generation zu Generation weitergegeben werden und beziehen folglich seltener neue Wohnmöglichkeiten. Auch stellt man fest, dass die ausländische Wohnbevölkerung grösstenteils Wohnungen mietet oder ein Einfamilienhaus besitzt, nicht aber eine Eigentumswohnung erwirbt. Vergleicht man die verschiedenen Regionen der Schweiz, sieht man, dass in Genf sowie in Lausanne die stärkste Relation zwischen der Entwicklung der Immobilienpreise und der Entwicklung der Bevölkerung vorzufinden ist. Weiter gilt es zu erwähnen, dass der über der Kerninflation liegende Immobilienpreisanstieg der Schweiz bei weitem nicht nur mit der Entwicklung der Bevölkerung beziehungsweise der Immigration erklärt werden kann. Dieses Resultat der Regressionsanalyse stimmt grösstenteils mit dem in der deskriptiven Statistik erhaltenen ersten Eindruck überein. Warum die demografischen Faktoren nur wenig des Preisanstiegs erklären, könnte einerseits daran liegen, dass es einen ausgelassenen Einflussfaktor gibt, der einen grossen Teil des Immobilienpreisanstieges der Schweiz erklären würde. Andererseits wäre auch denkbar, dass es auf dem Schweizer Immobilienmarkt zu einer Preisblase gekommen ist. So wurden aufgrund der Wirtschafts- und Finanzkriese die Leitzinse sehr tief gehalten, wodurch die Gefahr einer Blase auf dem Immobilienmarkt angestiegen ist.

IV. Konklusion

Die Preise auf dem Schweizer Immobilienmarkt sind zwischen 2005 und 2012 stark angestiegen. Die durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten betragen für die Mietpreise 1.62%, für die Eigentumspreise 4.3% und für die Hauspreise 3.46%. Im Gegensatz dazu liegt die jährliche Kerninflationsrate in dieser Periode in der Schweiz zwischen -0.1% und 1.8%. Demzufolge wachsen die Preise auf dem Immobilienmarkt stärker an als die der übrigen Güter. Es stellt sich die Frage, wie dieses erhöhte Preiswachstum erklärt werden kann. In der Literaturübersicht werden verschiedene Faktoren präsentiert, die die Entwicklung der Immobilienpreise beeinflussen können. Dazu zählen monetäre Grössen, institutionelle Faktoren, individuelle Erwartungen sowie demografische Variablen. Mit dieser Arbeit wird auf den Einfluss der demografischen Entwicklung der Schweiz bei der Bestimmung der Immobilienpreise eingegangen.

Das Ziel dieser Arbeit ist es, die Relation zwischen der Entwicklung der Immobilienpreise und der Entwicklung der Bevölkerung in der Schweiz zwischen 2005 und 2012 zu untersuchen. Dabei wird auf Seiten der zu erklärenden Variablen zwischen den Mietpreisen, den Eigentumspreisen sowie den Hauspreisen unterschieden. Auf Seiten der unabhängigen Grösse wird zwischen der gesamten ständigen Wohnbevölkerung sowie dem Ausländeranteil der Schweiz differenziert. Zur Analyse werden zwei Regressionsmodelle geschätzt. Zum einen wird eine Panelregression mit fixen Effekten und zum anderen eine Panelregression in ihrer ersten Differenz durchgeführt. Beide Regressionsmodelle werden mit der OLS-Methode geschätzt. Mit Hilfe der Regressionsanalysen soll untersucht werden, wie viel des Immobilienpreisbooms durch das Bevölkerungswachstum beziehungsweise durch Immigration erklärt werden kann.

Mit dem Modell der ersten Differenz kann zwischen dem Bevölkerungswachstum der Schweiz sowie den Immobilienpreisen keine signifikante Relation entdeckt werden. Die Entwicklung des Ausländeranteils übt hingegen sowohl bei den Mietwohnungen als auch bei den Einfamilienhäusern einen signifikanten positiven Effekt auf die Entwicklung der Preise aus. Der zum Ausländeranteil gehörende Regressionskoeffizient bei den Mietpreisen liegt zwischen 0.0094 und 0.0099. Ein Anstieg des Ausländeranteils um einen Prozentpunkt würde die Mietpreise folglich um etwa 1% ansteigen lassen. Bei den Hauspreisen würde ein Anstieg des Ausländeranteils um einen Prozentpunkt den Preis um etwa 0.8% wachsen lassen. Es ist interessant zu sehen, dass das Wachstum der gesamten Bevölkerung nicht den gleichen Effekt

auf die Immobilienpreise ausübt wie die Immigration. Bei den Eigentumspreisen haben sowohl der Bevölkerungsstand als auch der Ausländeranteil keinen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung der Preise. Diese Preise sind viel eher positiv vom vorherrschenden Preisniveau abhängig. Trotz der positiven Relation zwischen den Immobilienpreisen und dem Ausländeranteil, kann Immigration nur einen sehr kleinen Teil des Immobilienpreisbooms erklären. So erklärt das Modell bei den Mietpreisen im Jahr 2008 etwa 16% des Preisanstiegs, während es bei den Hauspreisen im Jahr 2011 nur etwa 6% der Preiszunahme erklärt. Es gibt verschiedene Gründe, warum die Entwicklung der Bevölkerung nur einen kleinen Teil des Immobilienpreisbooms in der Schweiz erklären kann. So könnten die Preise aufgrund einer Änderung in den Erwartungen der Marktteilnehmer angestiegen sein. Auch ist es möglich, dass es in der Schweiz zu einer Preisblase auf dem Immobilienmarkt gekommen ist. Oder aber es liegt daran, dass aufgrund der Endogenitätsprobleme die Schätzungen verzerrt sind und folglich der Effekt der Entwicklung der Bevölkerung unterschätzt wird.

Die Endogenitätsprobleme werden aufgedeckt, indem die beiden Regressionsmodelle miteinander verglichen werden. Dadurch stellt man fest, dass die geschätzten Werte für die verschiedenen Koeffizienten in beiden Modellen zum Teil weit voneinander abweichen. Das Endogenitätsproblem besteht darin, dass es einerseits zu einem Omitted Variable Bias kommt und andererseits der Bevölkerungsstand eine endogene Variable ist. Es besteht jedoch nicht darin, dass es einen Fehler in der Implementierung der Modelle gibt. Um die Kausalitätsprobleme zu beheben und nichtverzerrte Ergebnisse zu erhalten, sollte zukünftig eine Untersuchung durchgeführt werden, die die Relation zwischen der Entwicklung der Immobilienpreise sowie der Entwicklung der Bevölkerung in der Schweiz mit Hilfe von Instrumentenvariablen analysiert.

Literaturverzeichnis

Bundesamt für Statistik: Nomenklaturen – Räumliche Gliederungen. Online unter: http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/nomenklaturen/blank/blank/raum_glied/01.html (11.04.2014).

Bundesamt für Statistik: Statistischer Atlas der Schweiz. Online unter: http://www.atlas.bfs.admin.ch/core/projects/13/de-de/viewer.htm?13.0.de (11.04.2014).

Bundesamt für Statistik: STAT-TAP: Die interaktive Statistikdatenbank. Online unter: http://www.pxweb.bfs.admin.ch/Dialog/varval.asp?ma=px-d-01-2J52&ti=Gemeindestatistik%2C+1981%2D2010%3A+Gemeinde%2C+demographische+Komponente%2C+Geschlecht%2C+Nationalit%E4t&path=../Database/German_01%20-%20Bev%F6lkerung/01.2%20-%20Bev%F6lkerungsstand%20und%20-bewegung/&lang=1&prod=01&openChild=true&secprod=2 (06.05.2014).

C.R. (2014): Fracking and house prices. Buyer beware. *The Economist (15.01.2014)*. Online unter: http://www.economist.com/blogs/freeexchange/2014/01/fracking-and-house-prices (25.07.2014).

Capozza, Dennis R.; Hendershott, Patric H.; Mack, Charlotte; Mayer, Christopher J. (2002): Determinants of Real House Price Dynamics. *NBER Working Paper No. 9262*, October 2002.

Card, David (1990): The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market. In *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 43 (2), pp. 245–257.

Card, David; DiNardo, John E. (2000): Do Immigrant Inflows Lead to Native Outflows? *NBER Working Paper No. 7578*, March 2000.

Card, David (2001): Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration. In *Journal of Labor Economics*, Vol. 19 (1), pp. 22-64.

Cortes, Patricia (2008): The Effect of Low-Skilled Immigration on U.S. Prices: Evidence from CPI Data. In *Journal of Political Economy*, Vol. 116 (3), pp. 381–422.

Degen, Kathrin; Fischer, Andreas M. (2009): Immigration and Swiss House Prices. *Centre for Economic Policy Research*, November 2009.

Direktion für europäische Angelegenheiten: Personenfreizügigkeit. Online unter: http://www.europa.admin.ch/themen/00500/00506/00519/index.html?lang=de (24.06.2014).

Fassmann, Heinz; Münz, Rainer (1992): Patterns and Trends of International Migration in Western Europe. In *Population and Development Review*, Vol. 18 (3), pp. 457–480.

Favara, Giovanni; Song, Zheng (2014): House price dynamics with dispersed information. In *Journal of Economic Theory*, Vol. 149 (1), pp. 350–382.

Felbermayr, Gabriel; Grossmann, Volker; Kohler, Wilhelm (2013): Migration, International Trade and Capital Formation: Cause or Effect? *Prepared for Handbook of the Economics of Migration*, December 2013.

Frattini, Tommaso (2008): Immigration and Prices in the UK. *Job Market Paper - University College London (CReAM)*, November 2008.

Glaeser, Edward L.; Gyourko, Joseph; Saiz, Albert (2008): Housing supply and housing bubbles. In *Journal of Urban Economics*, Vol. 64 (2), pp. 198–217.

Gonzalez, Libertad; Ortega, Francesc (2013): Immigration and Housing Booms: Evidence from Spain. In *Journal of Regional Science*, Vol. 53 (1), pp. 37–59.

Grossmann, Volker; Schäfer, Andreas; Steger, Thomas M. (2014): On the Interaction Between Migration, Capital Formation, and the Price for Housing Services. *CESifo Working Paper*, June 2014.

Ottaviano, Gianmarco I.P.; Peri, Giovanni (2007): Rethinking the effects of immigration on wages. *HWWI Research Paper, No. 3-8.*

Porterba, James M.; Weil, David N.; Shiller, Robert (1991): House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. In *Brookings Paper on Economic Activity*, Vol. 1991 (2), pp. 143–203.

Sá, Filipa (2011): Immigration and house prices in the UK. *Discussion paper series // Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, No. 5893.*

Saiz, Albert (2003): Room in the Kitchen for the Melting Pot: Immigration and Rental Prices. In *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 85 (3), pp. 502–521.

Saiz, Albert (2006): Immigration and housing rents in American cities. *IZA Discussion Papers, No. 2189*.

Schäfer, Michael (2014): Schweizer Immobilienmarkt. Ungleichgewichte nehmen zu. *Neue Zürcher Zeitung (21.01.2014)*. Online unter: http://www.nzz.ch/wirtschaft/wirtschafts-und-finanzportal/ubs-sieht-ungleichgewichte-am-immobilienmarkt-steigen-1.18225915 (25.07.2014).

Schweizer Nationalbank: Konsumentenpreise – Kerninflation der SNB und der BFS. Online unter: http://www.snb.ch/ext/stats/statmon/pdf/deen/O1_5_Konsumentenpreise_Kerninflation.pdf (24.06.2014).

Stillmann, Steven; Maré, David C. (2008): Housing Markets and Migration: Evidence from New Zealand. *Motu Working Paper 08-06*, April 2008.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002): Fixed Effects versus First Differencing. In *Econometric Analysis of Cross Section and Panal Data*, The MIT Press, Cambridge Massachusetts, pp. 284-285.

Wooldridge, Jeffrey M. (2009): Omitted Variable Bias: The Simple Case. In *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Cengage Learning, Mason OH, pp. 89-93.

Anhang

Tabelle 1: Die Variablen und ihre Einheiten

	Einheit:	**Logarithmiert:**
Abhängige Variablen: *($Preis_{it}$)*		
Mietpreis	CHF pro m^2 (Mietwohnung)	Ja
Eigentumspreis	CHF pro m^2 (Eigentumswohnung)	Ja
Hauspreis	CHF pro m^2 (Einfamilienhaus)	Ja
Unabhängige Variablen: *($Volk_{it}$)*		
Bevölkerungsstand	Einwohner pro MS-Region	Ja
Ausländeranteil	%-Anteil der ausländischen Bevölkerung an der Gesamtbevölkerung	Nein
Kontrollvariablen: *(X_{it})*		
Reineinkommen	CHF pro Einwohner	Ja
Erwerbstätigenquote	%-Anteil der Erwerbstätigen an der Gesamtbevölkerung	Nein
Dummy-Variablen:		
Jahr	1, wenn das Jahr dem Jahresdummy entspricht, ansonsten 0	Nein
Region	1, wenn die MS-Region dem Regionaldummy entspricht, ansonsten 0	Nein
Agglomeration (bzw. Agglo)	1, wenn die Agglomeration dem Agglodummy entspricht, ansonsten 0	Nein
Deskriptive Statistik:		
Bevölkerungsdichte	Einwohner pro km^2	
Ausländeranzahl	Ausländeranzahl pro MS-Region	

Bemerkung: In dieser Tabelle werden die verwendeten Variablen beschrieben. Die Spalte „Logarithmiert“ gibt an, ob die Variable in den Regressionen logarithmiert verwendet wird.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik (Originaldaten von 2005-2012)

Variable	0%	25%	50%	75%	100%	Mean	Sdt. Error
Mietpreis	118.431	161.1578	178.1004	200.818	338.289	184.462	35.767
Eigentumspreis	2376.732	3869.071	4440.971	5478.326	13135.355	4854.149	1467.681
Hauspreis	2649.287	3854.16	4405.03	5275.368	11547.054	4764.859	1377.806
Bevölkerungsstand	4004	29702.75	56179.5	87634.5	463101	73010.47	71495.1
Bevölkerungsdichte	15.141	86.92666	192.771	430.728	5303.321	399.373	702.54
Ausländeranteil	3.4	13.319521	17.880	22.704	39.664	18.470	7.113
Ausländeranzahl	502	3538.5	9919.5	17933.25	183684	15960.48	22945.01
Reineinkommen	23634.83	31167.74	33998.79	37386.06	76073.43	35500.19	7576.715
Erwerbstätigenquote	53	60.9	65.4	66	69.3	63.473	3.495

Bemerkung: Die Tabelle gibt die p-Quantile, das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung der Variablen über alle MS-Regionen und über alle Jahre an (848 Beobachtungen – bei den Kontrollvariablen sind es 106). Zur Berechnung werden die Originaldaten verwendet. Das heisst, keine Variable ist logarithmiert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet.

Tabelle 3: Deskriptive Statistik pro Jahr (Originaldaten)

Variable	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mietpreis	174.8998 (31.941)	176.189 (32.218)	177.349 (32.238)	183.481 (34.763)	186.119 (35.223)	189.254 (35.984)	191.861 (38.200)	196.546 (39.710)
Eigentumspreis	4203.433 (1050.813)	4324.666 (1084.214)	4465.521 (1134.090)	4669.067 (1218.684)	4875.597 (1329.438)	5132.604 (1485.410)	5391.479 (1662.596)	5770.822 (1662.596)
Hauspreis	4208.73 (1048.140)	4375.733 (1118.217)	4505.034 (1195.210)	4667.197 (1263.217)	4801.226 (1314.683)	4948.18 (1382.054)	5190.874 (1527.109)	5421.900 (1665.056)
Bevölkerungsstand	70369.13 (68914.6)	70837.16 (69338.49)	71636.74 (70265.38)	72659.02 (71437.67)	73451 (72374.11)	74246.55 (73145.12)	75043.980 (73881.66)	75840.190 (74572.05)
Bevölkerungsdichte	385.644 (687.994)	387.822 (688.927)	392.24 (696.185)	397.911 (705.286)	402.135 (711.889)	405.65 (710.994)	409.757 (717.646)	413.824 (723.386)
Ausländeranteil	17.297 (6.832)	17.387 (6.895)	17.742 (6.930)	18.289 (7.054)	18.615 (7.114)	19.086 (7.185)	19.453 (7.269)	19.887 (7.383)
Ausländeranzahl	14546.34 (21441.52)	14665.35 (21400.56)	15114.08 (21907.16)	15752.03 (22776.12)	16169.850 (23371.39)	16662.990 (23845.55)	17132.02 (24331.34)	17641.22 (24786.73)

Bemerkung: Die Tabelle gibt das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung (in Klammern) der Variablen pro Jahr über alle MS-Regionen an (106 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die Originaldaten verwendet. Das heisst, keine Variable ist logarithmiert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet.

Tabelle 4: Deskriptive Statistik pro Agglomeration (Originaldaten)

Variable	Zürich	Genf	Basel	Bern	Lausanne	St. Moritz	Lugano-Locarno	Zug-Luzern	Rest
Mietpreis	253.691 (23.492)	283.540 (25.971)	210.855 (7.655)	187.282 (18.668)	238.322 (19.326)	288.756 (19.063)	186.596 (15.33)	227.779 (31.744)	174.205 (25.072)
Eigentumspreis	7350.18 (1538.371)	7908.126 (1790.092)	6123.497 (627.957)	4589.279 (663.646)	6612.799 (1268.822)	10181.57 (1851.953)	5544.026 (1056.609)	6215.782 (1287.132)	4469.122 (1044.309)
Hauspreis	7518.446 (1245.332)	8627.324 (1299.705)	6296.24 (548.733)	4624.641 (649.249)	6601.443 (932.953)	6381.801 (356.123)	5092.585 (575.926)	6629.434 (1405.62)	4381.404 (991.98)
Bevölkerungsstand	189223.2 (107127.6)	259773.4 (194448.5)	174872.2 (11729.6)	184571.8 (115056.1)	137080 (84078.12)	23055.38 (373.36)	83112.21 (39397.32)	159520.8 (50223.58)	54495.5 (40413.86)
Bevölkerungsdichte	1862.003 (1385.937)	1082.706 (797.744)	3392.054 (1921.926)	530.2674 (352.92)	847.5066 (637.578)	44.77873 (0.72)	298.4072 (165.191)	671.725 (127.38)	230.454 (223.905)
Ausländeranteil	24.397 (4.61)	35.502 (3.261)	25.891 (5.838)	12.853 (4.858)	31.809 (4.64)	24.181 (1.955)	25.998 (2.681)	21.357 (2.016)	16.912 (6.064)
Ausländeranzahl	50358.06 (36992.04)	97816.31 (77116.21)	45909.88 (13210.45)	28944.75 (23801.73)	46451.92 (33430.55)	5581.25 (537.825)	22142.67 (12249.06)	33359.44 (8480.446)	9964.981 (9046.22)
Reineinkommen	51071.09 (11994.29)	46807.33 (4744.017)	43923.86 (2391.193)	34679.75 (5572.54)	40255.02 (4161.042)	46561.57 (0)	35810.08 (3716.394)	47768.38 (15243.79)	33765.75 (6023.425)
Erwerbstätigenquote	66 (0)	58.3 (3.677)	58.95 (2.899)	63.7 (0)	60.9 (0)	65.4 (0)	53 (0)	66.45 (0.071)	63.933 (2.957)

Bemerkung: Die Tabelle gibt das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung (in Klammern) der Variablen pro Agglomeration über alle Jahre an. Zur Berechnung werden die Originaldaten verwendet. Das heisst, keine Variable ist logarithmiert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet.

Tabelle 5: Deskriptive Statistik zur 1. Differenz der Variablen pro Jahr (Originaldaten)

Variable	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009	2009/2010	2010/2011	2011/2012
Mietpreis	1.289 (3.207)	1.160 (3.019)	6.132 (4.508)	2.638 (4.037)	3.135 (3.651)	2.607 (4.198)	4.685 (5.563)
Eigentumspreis	121.233 (175.311)	140.855 (150.118)	203.546 (184.995)	206.530 (172.533)	257.007 (210.318)	258.875 (228.556)	379.343 (244.438)
Hauspreis	167.003 (184.199)	129.301 (158.279)	162.164 (155.498)	134.029 (171.708)	146.954 (144.796)	242.694 (200.759)	231.026 (223.282)
Bevölkerungsstand	468.028 (599.424)	799.576 (1124.006)	1022.283 (1331.267)	791.981 (1104.363)	795.547 (1099.154)	797.434 (910.312)	796.208 (832.302)
Bevölkerungsdichte	2.178 (4.562)	4.418 (10.180)	5.671 (10.249)	4.224 (7.635)	3.515 (11.1199)	4.107 (7.718)	4.068 (6.454)
Ausländeranteil	0.09050 (0.329)	0.35496 (0.346)	0.54647 (0.346)	0.32599 (0.330)	0.47144 (0.321)	0.36673 (0.302)	0.43442 (0.3003)
Ausländeranzahl	119.009 (297.625)	448.736 (684.361)	637.943 (905.369)	417.821 (708.221)	493.142 (560.513)	469.028 (575.999)	509.198 (535.965)

Bemerkung: Die Tabelle gibt das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung (in Klammern) der 1. Differenz der Variablen pro Jahr über alle MS-Regionen an (106 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die Originaldaten verwendet. Das heisst, keine Variable ist logarithmiert. Die Differenz beträgt ein Jahr. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. *(**ΔX** mit X = einer beliebigen Variablen)*.

Tabelle 6: Deskriptive Statistik zur Wachstumsrate (logarithmierte Daten)

Variable	0%	25%	50%	75%	100%	Mean	Sdt. Error
Mietpreis	-0.08575	0.00203	0.01314	0.02724	0.14448	0.01624	0.02242
Eigentumspreis	-0.08814	0.02043	0.04295	0.06315	0.16450	0.04299	0.03348
Hauspreis	-0.13516	0.01725	0.03288	0.05131	0.23731	0.03456	0.03122
Bevölkerungsstand	-0.05514	0.00401	0.00850	0.01451	0.06560	0.00898	0.00949
Ausländeranteil	-1.54662	0.15462	0.35326	0.58315	1.75758	0.37007	0.35061
Ausländeranzahl	-0.25240	0.01632	0.03010	0.04421	0.12131	0.02996	0.02602

Bemerkung: Die Tabelle gibt die p-Quantile, das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung der Wachstumsrate der Variablen über alle MS-Regionen und über alle Jahre an (742 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die logarithmierten Daten verwendet, mit Ausnahme der Variable Ausländeranteil. Die Differenz beträgt ein Jahr. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet.
*(**ΔlnX** mit X = einer beliebigen Variablen)*.

Tabelle 7: Deskriptive Statistik zur Wachstumsrate pro Jahr (logarithmierte Daten)

Variable	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009	2009/2010	2010/2011	2011/2012
Mietpreis	0.00730 (0.0171)	0.00678 (0.0165)	0.03280 (0.0217)	0.01436 (0.0220)	0.01678 (0.0193)	0.01199 (0.0219)	0.02365 (0.0255)
Eigentumspreis	0.02834 (0.0388)	0.03147 (0.0296)	0.04341 (0.0334)	0.04108 (0.0277)	0.04780 (0.0305)	0.04487 (0.0327)	0.06395 (0.0285)
Hauspreis	0.03780 (0.0395)	0.02763 (0.0281)	0.03457 (0.0286)	0.02778 (0.0323)	0.02876 (0.0264)	0.04431 (0.0279)	0.04108 (0.0302)
Bevölkerungsstand	0.00549 (0.0071)	0.00836 (0.0111)	0.01231 (0.0101)	0.00897 (0.0092)	0.00928 (0.0095)	0.00915 (0.0098)	0.00932 (0.0079)
Ausländeranzahl	0.00831 (0.0332)	0.03046 (0.0264)	0.04428 (0.0213)	0.02818 (0.0203)	0.03670 (0.0214)	0.02954 (0.0212)	0.03225 (0.0216)

Bemerkung: Die Tabelle gibt das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung (in Klammern) der Wachstumsrate der Variablen pro Jahr über alle MS-Regionen an (106 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die logarithmierten Daten verwendet. Die Differenz beträgt ein Jahr. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet.
*(**ΔlnX** mit X = einer beliebigen Variablen)*.

Tabelle 8: Deskriptive Statistik zur Wachstumsrate pro Agglomeration (logarithmierte Daten)

Variable	Zürch	Genf	Basel	Bern	Lausanne	St. Moritz	Lugano-Locarno	Zug-Luzern	Rest
Mietpreis	0.01440 (0.0224)	0.03087 (0.0138)	0.00935 (0.0101)	0.00872 (0.0100)	0.03164 (0.0129)	0.02560 (0.0301)	0.00887 (0.0212)	0.01560 (0.0190)	0.01595 (0.0229)
Eigentumspreis	0.05161 (0.0315)	0.07930 (0.0226)	0.04014 (0.0289)	0.02638 (0.0212)	0.07719 (0.0181)	0.07145 (0.0206)	0.04946 (0.0136)	0.04814 (0.0376)	0.04036 (0.0337)
Hauspreis	0.04684 (0.0214)	0.05729 (0.0170)	0.03440 (0.0225)	0.02396 (0.0165)	0.06017 (0.0201)	-0.00409 (0.0503)	0.03019 (0.0154)	0.04123 (0.0220)	0.03328 (0.0320)
Bevölkerungsstand	0.01315 (0.0058)	0.01327 (0.0067)	0.00339 (0.0063)	0.00464 (0.0034)	0.01504 (0.0061)	0.00493 (0.0070)	0.00944 (0.0101)	0.01209 (0.0045)	0.00846 (0.0125)
Ausländeranzahl	0.03364 (0.0195)	0.02550 (0.0174)	0.02252 (0.0082)	0.01658 (0.0185)	0.03308 (0.0164)	0.03587 (0.0206)	0.01485 (0.0140)	0.03260 (0.0170)	0.03066 (0.0274)

Bemerkung: Die Tabelle gibt das arithmetische Mittel sowie die Standardabweichung (in Klammern) der Wachstumsrate der Variablen pro Agglomeration über alle Jahre an. Zur Berechnung werden die logarithmierten Daten verwendet. Die Differenz beträgt ein Jahr. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. *(**ΔlnX** mit X = einer beliebigen Variablen)*.

Abbildung 1: Durchschnittlicher Mietpreis

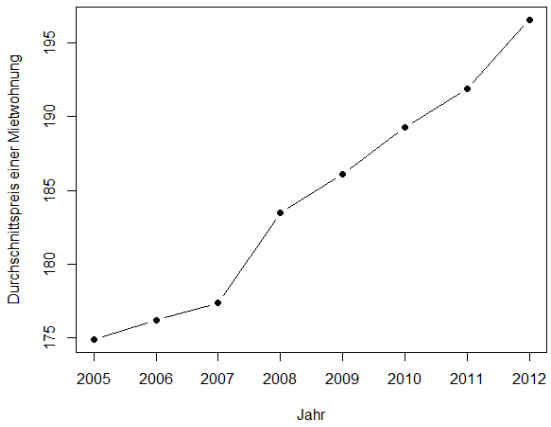

Abbildung 2: Durchschnittlicher Eigentumspreis

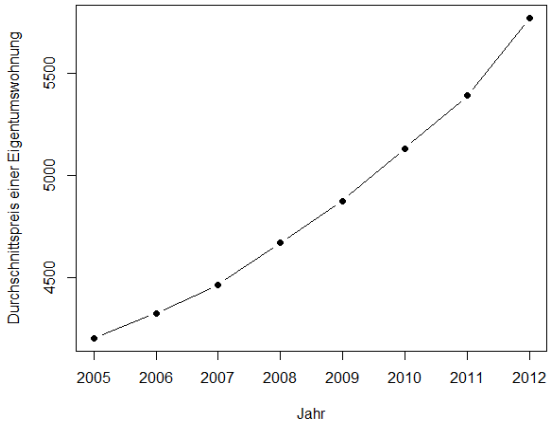

Abbildung 3: Durchschnittlicher Hauspreis

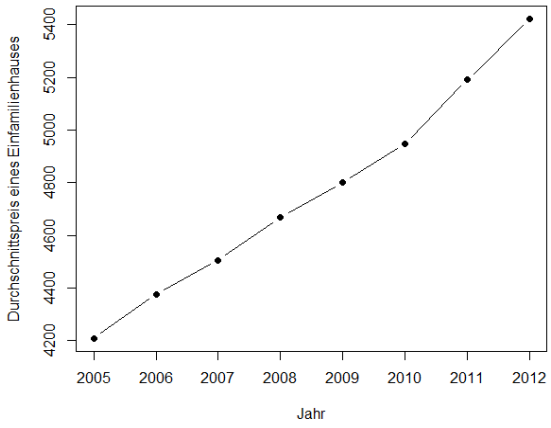

Abbildung 4: Wachstumsrate Mietpreis

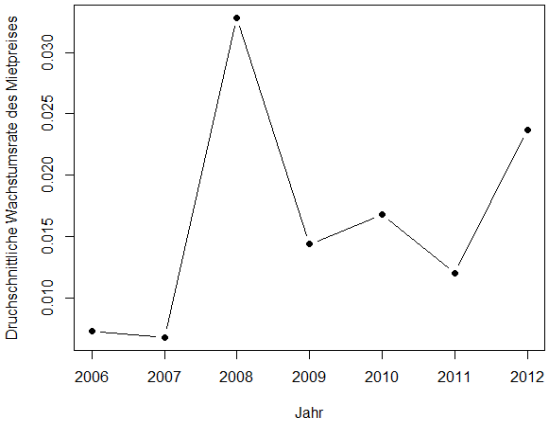

Abbildung 5: Wachstumsrate Eigentumspreis

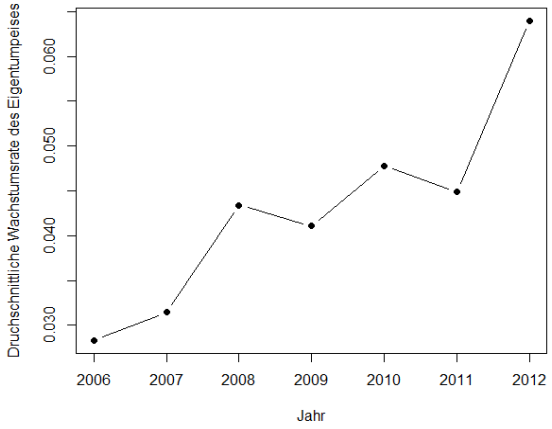

Abbildung 6: Wachstumsrate Hauspreis

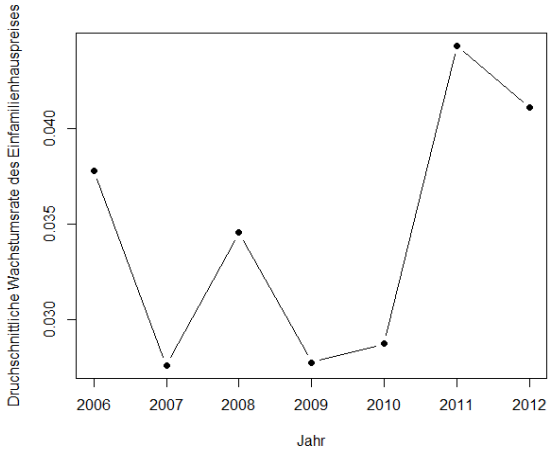

Abbildung 7: Durchschnittliche Bevölkerungsdichte

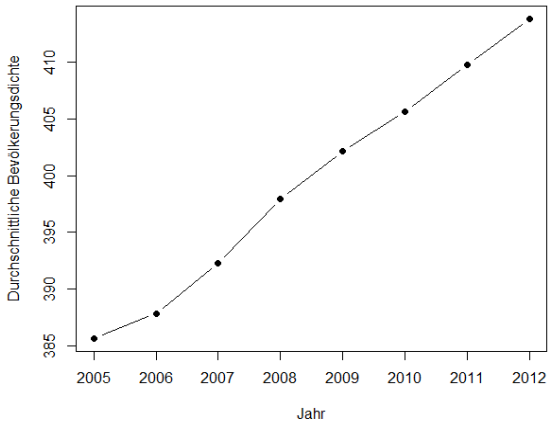

Abbildung 8: Durchschnittlicher Ausländeranteil

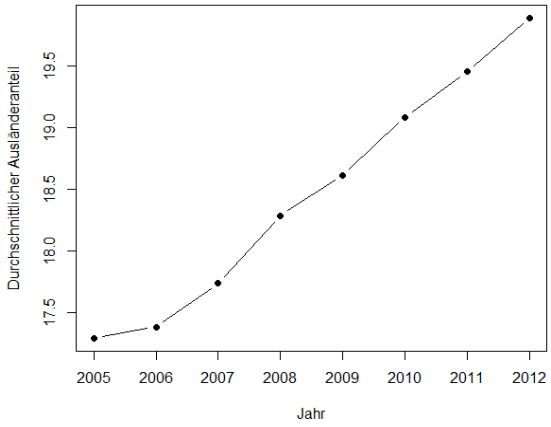

Abbildung 9: Bevölkerungswachstum – Zuwachs Ausländeranteil

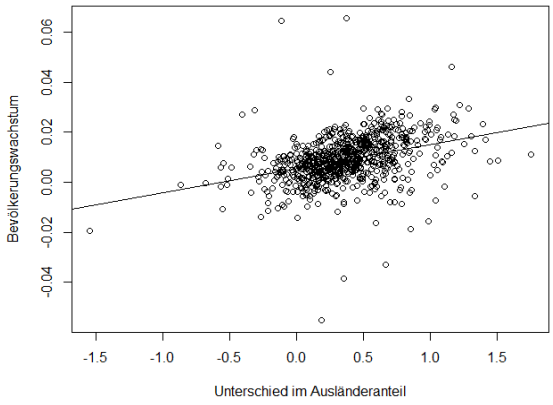

Abbildung 10: Bevölkerungswachstum

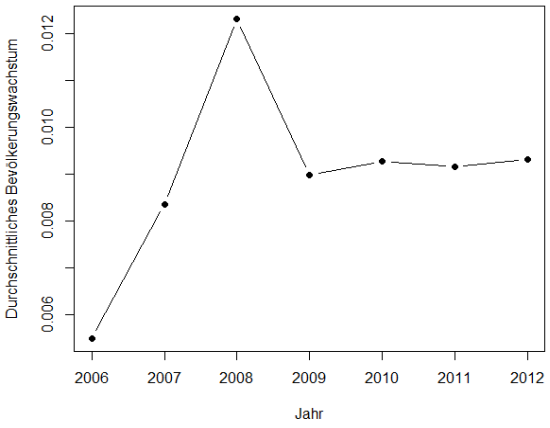

Abbildung 11: Zuwachs des Ausländeranteils

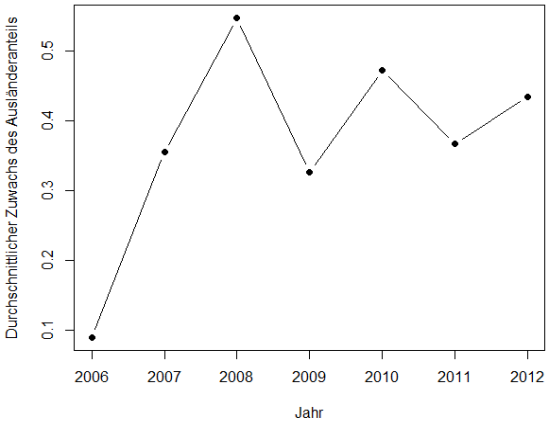

Abbildung 12: Wachstum der Ausländeranzahl

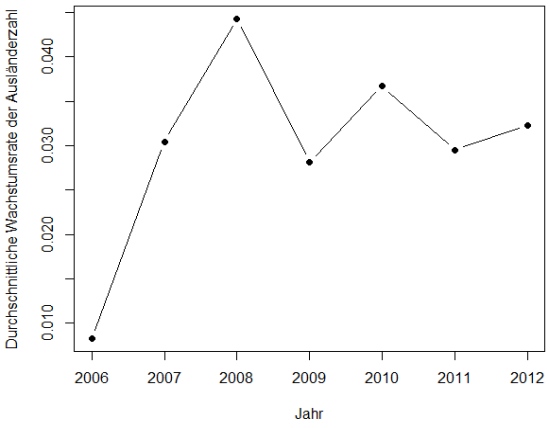

Abbildung 13: Wachstum Mietpreis – Bevölkerungswachstum

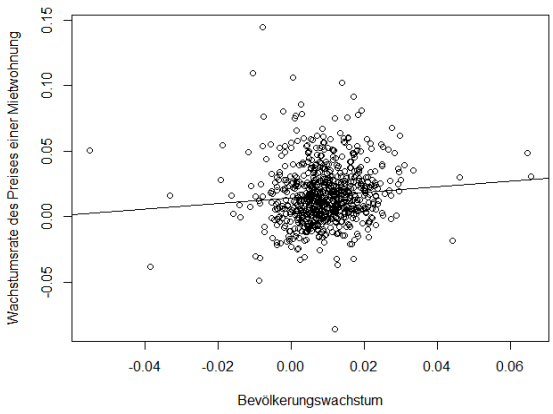

Abbildung 14: Wachstum Eigentumspreis – Bevölkerungswachstum

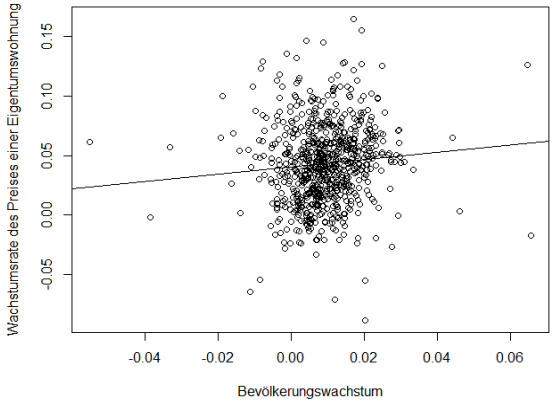

Abbildung 15: Wachstum Hauspreis – Bevölkerungswachstum

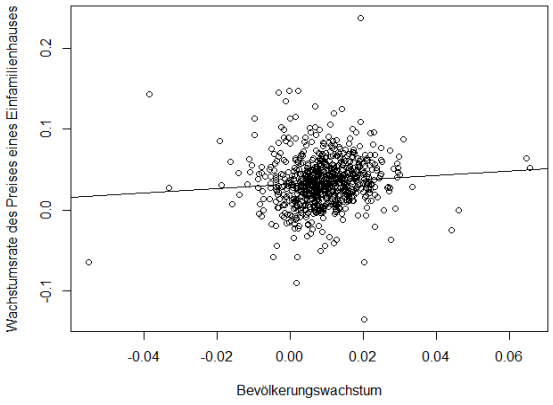

Abbildung 16: Wachstum Mietpreis – Zuwachs Ausländeranteil

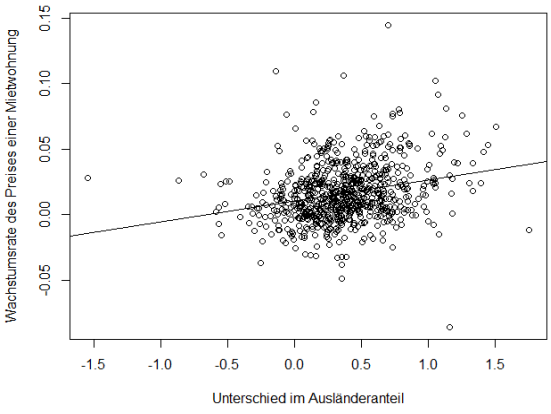

Abbildung 17: Wachstum Eigentumspreis – Zuwachs Ausländeranteil

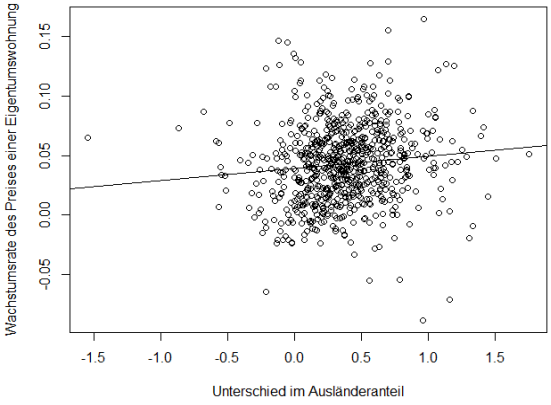

Abbildung 18: Wachstum Hauspreis – Zuwachs Ausländeranteil

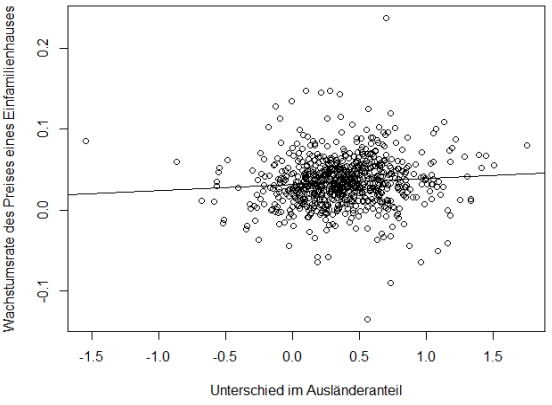

Tabelle 9: Korrelation der Variablen (Originaldaten von 2005-2012)

Korrelation	*Mietpreis*	*Eigentums-preis*	*Hauspreis*	*Bevölkerungs-stand*	*Ausländer-anteil*
Mietpreis	1				
Eigentumspreis	0.8878	1			
Hauspreis	0.9163	0.8776	1		
Bevölkerungsstand	0.5053	0.3557	0.4883	1	
Ausländeranteil	0.4891	0.4240	0.5036	0.4874	1

Bemerkung: Die Tabelle gibt die Korrelation der Variablen über alle MS-Regionen und über alle Jahre an (848 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die Originaldaten verwendet. Das heisst, keine Variable ist logarithmiert.

Tabelle 10: Korrelation der Variablen (Originaldaten im 2010)

Korrelation	*Mietpreis*	*Eigentums-preis*	*Hauspreis*	*Bevölkerungs-stand*	*Ausländer-anteil*	*Reinein-kommen*	*Erwerbs-tätige*
Mietpreis	1						
Eigentumspreis	0.9079	1					
Hauspreis	0.9271	0.8786	1				
Bevölkerungsstand	0.5215	0.3848	0.5193	1			
Ausländeranteil	0.5031	0.4611	0.5124	0.4787	1		
Reineinkommen	0.7490	0.6632	0.7841	0.3350	0.3774	1	
Erwerbstätigenquote	0.0864	-0.0242	0.0128	-0.0972	-0.3132	0.1257	1

Bemerkung: Die Tabelle gibt die Korrelation der Variablen über alle MS-Regionen im Jahr 2010 an (106 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die Originaldaten verwendet. Das heisst, keine Variable ist logarithmiert.

Tabelle 11: Korrelation der Variablen in der 1. Differenz (logarithmierte Daten von 2005-2012)

Korrelation	*Δln Mietpreis*	*Δln Eigen-tumspreis*	*Δln Hauspreis*	*Δln Bevöl-kerungsstand*	*Δ Ausländer-anteil*
Δln Mietpreis	1				
Δln Eigentumspreis	0.2584	1			
Δln Hauspreis	0.1523	0.3485	1		
Δln Bevölkerungsstand	0.0886	0.0866	0.0825	1	
Δ Ausländeranteil	0.2481	0.1070	0.0852	0.3569	1

Bemerkung: Die Tabelle gibt die Korrelation der Variablen in der 1. Differenz über alle MS-Regionen und über alle Jahre an (742 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die logarithmierten Daten verwendet, mit Ausnahme der Variable Ausländeranteil.

Tabelle 12: Kovarianz der Variablen in der 1. Differenz (logarithmierte Daten von 2005-2012)

Varianz-Kovarianz	*Δln Mietpreis*	*Δln Eigen-tumspreis*	*Δln Hauspreis*	*Δln Bevöl-kerungsstand*	*Δ Ausländer-anteil*
Δln Mietpreis	0.000502				
Δln Eigentumspreis	0.000194	0.001119			
Δln Hauspreis	0.000106	0.000364	0.000974		
Δln Bevölkerungsstand	0.000019	0.000027	0.000024	0.000090	
Δ Ausländeranteil	0.0019	0.0013	0.0009	0.0012	0.122763851

Bemerkung: Die Tabelle gibt die Kovarianz der Variablen in der 1. Differenz über alle MS-Regionen und über alle Jahre an (742 Beobachtungen). Zur Berechnung werden die logarithmierten Daten verwendet, mit Ausnahme der Variable Ausländeranteil.

Tabelle 13: Regressionsmodell der fixen Effekte – Abhängige Variable: Mietpreis *(ln)*

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Bevölkerungsstand *(ln)*	0.1899 *** (0.0542)	0.1951 *** (0.0544)	0.1922 *** (0.0543)	0.1967 *** (0.0545)					-0.0294 (0.0548)	-0.0217 (0.0549)
Ausländeranteil					0.0169 *** (0.00153)	0.0171 *** (0.00153)	0.0169 *** (0.001531)	0.0172 *** (0.001534)	0.0173 *** (0.00166)	0.0175 *** (0.001658)
Kontrollvariablen										
Reineinkommen *(ln)*		-0.0153 (0.0149)		-0.0142 (0.0150)		-0.0228 (0.0138)		-0.0213 (0.0139)		-0.0209 (0.0140)
Erwerbstätigenquote			-0.0006 (0.00077)	-0.0005 (0.00078)			-0.0008 (0.00072)	-0.0007 (0.00072)		-0.0007 (0.00072)
Dummies										
Jahr	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Region	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.9829	0.9829	0.9829	0.9829	0.9851	0.9851	0.9851	0.9852	0.9851	0.9852
R^2 Adjusted	0.9802	0.9802	0.9802	0.9802	0.9828	0.9828	0.9828	0.9828	0.9828	0.9828
N	848	848	848	848	848	848	848	848	848	848

Bemerkung: Es wird die Basisregression zur abhängigen Variablen Mietpreis durchgeführt. Die Variablen Mietpreis, Bevölkerungsstand sowie Reineinkommen pro Person sind logarithmiert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. In Klammern steht die Standardabweichung.
Die Sterne zeigen das Signifikanzniveau an: (***): P-Value<0.001, (**): P-Value<0.01, (*): P-Value<0.05, (.): P-Value<0.1, ( ): P-Value≥0.1.

Tabelle 14: Regressionsmodell der fixen Effekte – Abhängige Variable: Eigentumspreis *(ln)*

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Bevölkerungsstand *(ln)*	0.6294 *** (0.0986)	0.6199 *** (0.0990)	0.6425 *** (0.0984)	0.6310 *** (0.0987)					0.4606 *** (0.1056)	0.4640 *** (0.1055)
Ausländeranteil					0.0186 *** (0.00298)	0.0184 *** (0.00299)	0.0189 *** (0.00298)	0.0186 *** (0.00298)	0.0133 *** (0.00319)	0.0133 *** (0.00318)
Kontrollvariablen										
Reineinkommen *(ln)*		0.0275 (0.0270)		0.0355 (0.0271)		0.0300 (0.0270)		0.0379 (0.0271)		0.0303 (0.0268)
Erwerbstätigenquote			-0.0036 * (0.0014)	-0.0038 ** (0.0014)			-0.0035 * (0.0014)	-0.0037 ** (0.0014)		-0.0039 ** (0.0014)
Dummies										
Jahr	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Region	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.9736	0.9736	0.9738	0.9739	0.9735	0.9736	0.9737	0.9738	0.9742	0.9745
R^2 Adjusted	0.9695	0.9695	0.9697	0.9698	0.9694	0.9694	0.9696	0.9697	0.9702	0.9704
N	848	848	848	848	848	848	848	848	848	848

Bemerkung: Es wird die Basisregression zur abhängigen Variablen Eigentumspreis durchgeführt. Die Variablen Eigentumspreis, Bevölkerungsstand sowie Reineinkommen pro Person sind logarithmiert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. In Klammern steht die Standardabweichung.
Die Sterne zeigen das Signifikanzniveau an: (***): P-Value<0.001, (**): P-Value<0.01, (*): P-Value<0.05, (.): P-Value<0.1, ( ): P-Value≥0.1.

Tabelle 15: Regressionsmodell der fixen Effekte – Abhängige Variable: Hauspreis *(ln)*

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Bevölkerungsstand *(ln)*	0.6266 *** (0.0892)	0.6271 *** (0.0896)	0.6304 *** (0.0893)	0.6301 *** (0.0897)					0.4536 *** (0.0952)	0.4583 *** (0.0955)
Ausländeranteil					0.0189 *** (0.0027)	0.0189 *** (0.00271)	0.0190 *** (0.0027)	0.0189 *** (0.00271)	0.0136 *** (0.00288)	0.0137 *** (0.00288)
Kontrollvariablen										
Reineinkommen *(ln)*		-0.0014 (0.0245)		0.0009 (0.0246)		0.0009 (0.0244)		0.0030 (0.0246)		-0.0045 (0.0243)
Erwerbstätigenquote			-0.0011 (0.0013)	-0.0011 (0.0013)			-0.0010 (0.0013)	-0.0010 (0.0013)		-0.0012 (0.0013)
Dummies										
Jahr	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Region	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.9796	0.9767	0.9768	0.9768	0.9767	0.9767	0.9768	0.9768	0.9774	0.9775
R^2 Adjusted	0.9732	0.9731	0.9732	0.9731	0.9732	0.9731	0.9731	0.9731	0.9739	0.9739
N	848	848	848	848	848	848	848	848	848	848

Bemerkung: Es wird die Basisregression zur abhängigen Variablen Hauspreis durchgeführt. Die Variablen Hauspreis, Bevölkerungsstand sowie Reineinkommen pro Person sind logarithmiert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. In Klammern steht die Standardabweichung.
Die Sterne zeigen das Signifikanzniveau an: (***): P-Value<0.001, (**): P-Value<0.01, (*): P-Value<0.05, (.): P-Value<0.1, ( ): P-Value≥0.1.

Tabelle 16: Regressionsmodell der 1. Differenz – Abhängige Variable: Mietpreis *(Δln)*

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Bevölkerungsstand *(Δln)*	0.0618 (0.0821)	0.0356 (0.0849)	0.0122 (0.0826)	0.0242 (0.0856)					-0.0556 (0.0855)	-0.0666 (0.0874)	-0.0951 (0.0863)	-0.0771 (0.0884)
Ausländeranteil *(Δ)*					0.0101 *** (0.0023)	0.0099 *** (0.0024)	0.0089 *** (0.0024)	0.0094 *** (0.0024)	0.0107 *** (0.0025)	0.0104 *** (0.0025)	0.0098 *** (0.0025)	0.0099 *** (0.0025)
Kontrollvariablen												
Verzögerter Mietpreis *($lnPreis_{t-1}$)*		0.0053 (0.0044)		-0.0033 (0.0061)		0.0020 (0.0043)		-0.0068 (0.0059)		0.0027 (0.0044)		-0.0056 (0.0060)
Dummies												
Jahr	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Agglo Zürich			-0.0016 (0.00399)	-0.0004 (0.0046)			-0.0025 (0.0039)	0.0001 (0.0045)			-0.0021 (0.0039)	-0.0001 (0.0045)
Agglo Genf			0.0149 ** (0.0056)	0.0164 ** (0.0063)			0.0144 ** (0.0055)	0.01769 ** (0.0062)			0.0148 ** (0.0055)	0.0175 ** (0.0062)
Agglo Basel			-0.0065 (0.0056)	-0.0058 (0.0057)			-0.0078 (0.0055)	-0.0064 (0.0056)			-0.0084 (0.0055)	-0.0072 (0.0057)
Agglo Bern			-0.0072 (0.0056)	-0.0069 (0.0056)			-0.0055 (0.0055)	-0.0048 (0.0055)			-0.0055 (0.0055)	-0.0050 (0.0056)
Agglo Lausanne			0.0156 *** (0.0046)	0.0166 *** (0.0049)			0.0140 ** (0.0045)	0.0161 ** (0.0049)			0.0145 ** (0.0046)	0.0161 *** (0.0049)
Agglo St. Moritz			0.0097 (0.0078)	0.0114 (0.0084)			0.0063 (0.0078)	0.0096 (0.0083)			0.0057 (0.0078)	0.0085 (0.0084)
Agglo Lugano-Locarno			-0.0071 (0.0046)	-0.0068 (0.0046)			-0.0052 (0.0045)	-0.0046 (0.0046)			-0.0049 (0.0045)	-0.0045 (0.0046)
Agglo Zug-Luzern			-0.0004 (0.0056)	0.0005 (0.0058)			-0.0011 (0.0055)	0.0006 (0.0057)			-0.0009 (0.0055)	0.0005 (0.0057)
R^2	0.1488	0.1505	0.1786	0.1789	0.1696	0.1699	0.1943	0.1958	0.1701	0.1705	0.1956	0.1966
R^2 Adjusted	0.1407	0.1412	0.1616	0.1608	0.1617	0.1608	0.1777	0.178	0.1611	0.1603	0.1779	0.1777
N	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742

Bemerkung: Es wird die Regression der 1. Differenz zur abhängigen Variablen Mietpreis durchgeführt. Die Variablen Mietpreis sowie Bevölkerungsstand sind logarithmiert. Die Kontrollvariable ist um ein Jahr verzögert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. In Klammern steht die Standardabweichung.
Die Sterne zeigen das Signifikanzniveau an: (***): P-Value<0.001, (**): P-Value<0.01, (*): P-Value<0.05, (.): P-Value<0.1, ( ): P-Value≥0.1.

Tabelle 17: Regressionsmodell der 1. Differenz – Abhängige Variable: Eigentumspreis *(Δln)*

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Bevölkerungsstand *(Δln)*	0.2041 (0.1255)	0.1520 (0.1235)	0.0740 (0.1235)	0.0690 (0.1233)					0.1847 (0.1324)	0.1781 (0.1299)	0.0844 (0.1303)	0.0940 (0.1302)
Ausländeranteil *(Δ)*					0.0034 (0.0036)	-0.0009 (0.0036)	-0.0002 (0.0036)	-0.0014 (0.0036)	0.0018 (0.0038)	-0.0025 (0.0038)	-0.0009 (0.0038)	-0.0023 (0.0038)
Kontrollvariablen												
Verzögerter Eigentumspreis *($lnPreis_{t-1}$)*		0.0254 *** (0.0047)		0.0112 . (0.0061)		0.0261 *** (0.0048)		0.0117 . (0.0063)		0.0260 *** (0.0048)		0.0119 . (0.0063)
Dummies												
Jahr	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Agglo Zürich			0.0109 . (0.0060)	0.0054 (0.0067)			0.0113 . (0.0059)	0.0056 (0.0066)			0.0109 . (0.0060)	0.0052 (0.0067)
Agglo Genf			0.0386 *** (0.0083)	0.0324 *** (0.0090)			0.039 *** (0.0083)	0.0325 *** (0.0090)			0.0386 *** (0.0083)	0.0320 *** (0.0090)
Agglo Basel			0.0002 (0.0083)	-0.0036 (0.0086)			-0.0002 (0.0083)	-0.0039 (0.0085)			0.0004 (0.0084)	-0.0034 (0.0086)
Agglo Bern			-0.0138 . (0.0083)	-0.014 . (0.0083)			-0.0141 . (0.0083)	-0.0148 . (0.0083)			-0.0139 . (0.0083)	-0.0147 . (0.0083)
Agglo Lausanne			0.0364 *** (0.0069)	0.0321 *** (0.0072)			0.0369 *** (0.0068)	0.0326 *** (0.0072)			0.0365 *** (0.0069)	0.0321 *** (0.0072)
Agglo St. Moritz			0.0314 ** (0.0117)	0.0222 . (0.0127)			0.0312 ** (0.0117)	0.0220 . (0.0127)			0.0318 ** (0.0118)	0.0226 . (0.0127)
Agglo Lugano-Locarno			0.0091 (0.0068)	0.0066 (0.0069)			0.0091 (0.0069)	0.0062 (0.0070)			0.0088 (0.0069)	0.0059 (0.0070)
Agglo Zug-Luzern			0.0075 (0.0083)	0.0039 (0.0085)			0.0078 (0.0083)	0.0041 (0.0085)			0.0076 (0.0083)	0.0038 (0.0085)
R^2	0.1076	0.1418	0.1773	0.181	0.1055	0.1401	0.1769	0.1809	0.1078	0.1423	0.1774	0.1815
R^2 Adjusted	0.09907	0.1324	0.1603	0.163	0.0969	0.1307	0.1599	0.1628	0.0981	0.1318	0.1592	0.1622
N	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742

Bemerkung: Es wird die Regression der 1. Differenz zur abhängigen Variablen Eigentumspreis durchgeführt. Die Variablen Eigentumspreis sowie Bevölkerungsstand sind logarithmiert. Die Kontrollvariable ist um ein Jahr verzögert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. In Klammern steht die Standardabweichung.
Die Sterne zeigen das Signifikanzniveau an: (***): P-Value<0.001, (**): P-Value<0.01, (*): P-Value<0.05, (.): P-Value<0.1, ( ): P-Value≥0.1.

Tabelle 18: Regressionsmodell der 1. Differenz – Abhängige Variable: Hauspreis *(Δln)*

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Bevölkerungsstand *(Δln)*	0.2901 * (0.1209)	0.2114 . (0.1232)	0.1695 (0.1206)	0.1477 (0.1231)					0.2018 (0.1271)	0.1403 (0.1286)	0.0802 (0.1269)	0.0640 (0.1287)
Ausländeranteil *(Δ)*					0.0098 ** (0.0035)	0.0081 * (0.0035)	0.0089 * (0.0035)	0.0085 * (0.0035)	0.0080 * (0.0037)	0.0069 . (0.0037)	0.0081 * (0.0037)	0.0079 * (0.0037)
Kontrollvariablen												
Verzögerter Hauspreis *($lnPreis_{t-1}$)*		0.0138 ** (0.0047)		0.0057 (0.0063)		0.0137 ** (0.0046)		0.0053 (0.0062)		0.0128 ** (0.0047)		0.0048 (0.0063)
Dummies												
Jahr	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Agglo Zürich			0.0128 * (0.0058)	0.0098 (0.0067)			0.0126 * (0.0058)	0.0098 (0.0067)			0.0124 * (0.0058)	0.0099 (0.0067)
Agglo Genf			0.0232 ** (0.0081)	0.0195 * (0.0091)			0.0235 ** (0.0081)	0.0199 * (0.0091)			0.0232 ** (0.0081)	0.0200 * (0.0091)
Agglo Basel			0.0020 (0.0081)	-0.0003 (0.0085)			0.0000 (0.0081)	-0.0020 (0.0084)			0.0005 (0.0081)	-0.0014 (0.0085)
Agglo Bern			-0.0088 (0.0081)	-0.0093 (0.0081)			-0.0076 (0.0081)	-0.0080 (0.0081)			-0.0075 (0.0081)	-0.0079 (0.0081)
Agglo Lausanne			0.0258 *** (0.0067)	0.0236 *** (0.0071)			0.0252 *** (0.0067)	0.0231 ** (0.0071)			0.0249 *** (0.0067)	0.0230 ** (0.0071)
Agglo St. Moritz			-0.0368 ** (0.0114)	-0.039 *** (0.0117)			-0.041 *** (0.0114)	-0.043 *** (0.0117)			-0.040 *** (0.0115)	-0.042 *** (0.0118)
Agglo Lugano-Locarno			-0.0032 (0.0067)	-0.0042 (0.0067)			-0.0012 (0.0067)	-0.0022 (0.0068)			-0.0014 (0.0067)	-0.0023 (0.0068)
Agglo Zug-Luzern			0.0074 (0.0081)	0.0051 (0.0085)			0.0072 (0.0081)	0.0050 (0.0085)			0.0070 (0.0081)	0.0051 (0.0085)
R^2	0.0479	0.0589	0.0973	0.0983	0.0509	0.0621	0.1029	0.1038	0.0541	0.0636	0.1034	0.1041
R^2 Adjusted	0.0388	0.0487	0.0786	0.0784	0.0418	0.0518	0.0843	0.084	0.0438	0.0521	0.0836	0.0831
N	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742	742

Bemerkung: Es wird die Regression der 1. Differenz zur abhängigen Variablen Hauspreis durchgeführt. Die Variablen Hauspreis sowie Bevölkerungsstand sind logarithmiert. Die Kontrollvariable ist um ein Jahr verzögert. Die Einheiten der Variablen sind in Tabelle 1 abgebildet. In Klammern steht die Standardabweichung.
Die Sterne zeigen das Signifikanzniveau an: (***): P-Value<0.001, (**): P-Value<0.01, (*): P-Value<0.05, (.): P-Value<0.1, ( ): P-Value≥0.1.

Erklärung

Ich bestätige mit meiner Unterschrift, dass ich die Arbeit persönlich erstellt und dabei nur die aufgeführten Quellen und Hilfsmittel verwendet sowie wörtliche Zitate und Paraphrasen als solche gekennzeichnet habe.

Es ist mir bekannt, dass andernfalls die Fakultät gemäss der Entscheidung des Fakultätsrats vom 09.11.2004 das Recht hat, den auf Grund dieser Arbeit verliehenen Titel zu entziehen.

Ich erkläre hiermit weiterhin, dass diese Arbeit bzw. Teile daraus noch nicht in dieser Form an anderer Stelle als Prüfungsleistung eingereicht worden sind, gemäss der Entscheidung des Fakultätsrats vom 18.11.2013.