

## Zwei Dimensionen der Wohneigentumsungleichheit in Europa

### Sind hohe Wohneigentumsquoten ein Indiz für niedrige Immobilienwerte?

Kathrin Kolb, Nora Skopek, Hans-Peter Blossfeld

**Zusammenfassung:** Untersuchungen von Ungleichheiten im Wohneigentum – als zentralem Element des Haushaltsvermögens – liefern Erkenntnisse über die soziale Stratifikation moderner Gesellschaften. Wir argumentieren, dass sich Ungleichheiten im Wohnen nicht nur durch unterschiedlichen Zugang zu Wohneigentum, sondern auch durch Unterschiede im Wert der Immobilien manifestieren – ein Aspekt, der in der Forschung bisher eher vernachlässigt wurde. Unter Verwendung der Daten des *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE)<sup>1</sup> führen wir einen Vergleich der Wohneigentumsquoten und -werte zwischen 13 europäischen Ländern durch. Unsere Ergebnisse lassen darauf schließen, dass die Ungleichheit im Bereich Wohnen tatsächlich ein zweidimensionales Phänomen darstellt. Überraschend ist das Ergebnis, dass sich ein Migrationshintergrund in den europäischen Ländern zwar negativ auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum auswirkt, nicht aber auf den durchschnittlichen Wert des Wohneigentums. Abschließend führen wir eine explorative Untersuchung des Zusammenhangs zwischen diesen beiden Dimensionen der Wohneigentumsungleichheit durch. Unsere Analysen zeigen einen negativen, wenngleich nicht signifikanten Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Wohneigentumswerten.

**Schlagwörter:** Wohneigentum · Vermögen · Soziale Ungleichheit · Europa · SHARE

---

<sup>1</sup> This paper uses data from SHARE release 2.5.0, as of May 24th, 2011. The SHARE data collection has been primarily funded by the European Commission through the 5th framework programme (project QLK6-CT-2001-00360 in the thematic programme Quality of Life), through the 6th framework programme (projects SHARE-I3, RII-CT-2006-062193, COMPARE, CIT5-CT-2005-028857, and SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) and through the 7th framework programme (SHARE-PREP, 211909 and SHARE-LEAP, 227822). Additional funding from the U.S. National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01 and OGHA 04-064, IAG BSR06-11, R21 AG025169) as well as from various national sources is gratefully acknowledged (see <http://www.share-project.org> for a full list of funding institutions).

## 1 Einleitung

Untersuchungen zum Wohneigentum<sup>2</sup> sind von hoher soziologischer Bedeutung, da sich soziale Ungleichheiten in Form von Bildungs-, Berufs- oder Einkommensungleichheiten, sondern auch in Form von Wohneigentumsungleichheiten zeigen (Kurz/Blossfeld 2004; Lewin-Epstein et al. 1997). Wohneigentum stellt für viele Menschen ein wichtiges Lebensziel dar. Zu den häufig genannten Gründen für den Wunsch, ein Eigenheim zu erwerben, zählen Unabhängigkeit vom Vermieter, Kapitalanlage, der Besitz eines Eigenheims als langlebiger Wert, der auch an die Kinder weitergegeben werden kann, das Eigenheim als eine Art sicherer Altersvorsorge<sup>3</sup> und als langfristiger Schutz vor Inflation sowie das eigene Zuhause als Mittel, um eine höhere Lebensqualität zu erreichen (Faller et al. 2001; LBS Research 2004). Wohneigentum kann auch als Statussymbol und Zeichen des Erfolgs dienen (vgl. Constant et al. 2007).

Mehrere Studien haben aufgezeigt, dass Wohneigentum ein wesentlicher Faktor für die Vermögensbildung ist (vgl. Brandolini et al. 2004; Grabka/Frick 2007; Skopek et al. 2012; Sierminska et al. 2007). Die Wohneigentumsquoten in Europa weisen dabei eine breite Streuung auf, und zwar im Bereich zwischen 35 % (in der Schweiz) und 83 % (in Spanien) (Euroconstruct/ifo 2009). Die Verteilung des Wohneigentums im Allgemeinen wie auch Untersuchungen der sozioökonomischen Determinanten des Besitzes von Wohneigentum wurden von verschiedenen Forschern untersucht (z.B. Kurz/Blossfeld 2004; Wagner/Mulder 2000). Wir nehmen jedoch an, dass die Differenzierung zwischen Akteuren, die Wohneigentum besitzen, und jenen, die kein Wohneigentum besitzen, lediglich eine Dimension der sozialen Ungleichheit im Bereich des Wohneigentums darstellt. Der bloße Besitz von Wohneigentum lässt nicht zwangsläufig den Schluss zu, dass ein Haushalt vermögend ist, da der Wert eines Hauses in hohem Maße vom Standort, dem sozialen Umfeld (Wohnviertel) sowie der Qualität der Wohnimmobilie abhängt (z.B. Besley/Mueller 2012; Li/Brown 1980). All diese Faktoren fließen in den Wert der Immobilie ein. Um Muster sozialer Ungleichheit beim Wohneigentum vollumfänglich zu erfassen, ist es daher unumgänglich, den Wert der Immobilie mit zu berücksichtigen – ein Aspekt, der in der Forschung sozialwissenschaftlichen Ungleichheitsforschung bisher eher vernachlässigt wurde (Ausnahmen: Krivo/Kaufman 2004; Lewin-Epstein et al. 1997).

In unserem Beitrag werden wir beide der oben genannten Dimensionen der sozialen Stratifikation beim Wohneigentum aufgreifen, indem wir untersuchen, ob sich verschiedene sozioökonomische Haushaltsmerkmale in verschiedenen europäischen Ländern unterschiedlich auf 1) die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von

---

<sup>2</sup> Der vorliegende Beitrag befasst sich mit vom Eigentümer selbst genutztem Wohneigentum. Die Bezeichnungen „Wohnimmobilie“, „Wohneigentum“ und „Eigenheim“ werden synonym verwendet. Das gleiche gilt für die Bezeichnungen „Eigenheimwert“, „Immobilienwert“ und „Wert des Wohneigentums“.

<sup>3</sup> Einige Autoren (Castles 1998; Kemeny 1981) behaupten außerdem, dass in einzelnen Ländern möglicherweise eine Abwägung zwischen der Ausweitung von Wohneigentum und der Höhe der Altersrenten stattfindet.

Wohneigentum und 2) den Wert von Wohneigentum auswirken. Außerdem sind wir 3) an dem Zusammenhang zwischen diesen beiden Dimensionen der sozialen Stratifikation beim Wohneigentum interessiert. Unser Beitrag gliedert sich somit in zwei Teile: Zum einen führen wir einen breit angelegten internationalen Vergleich von Wohneigentumsquoten und -werten durch, und zum anderen untersuchen wir den Zusammenhang zwischen diesen beiden Dimensionen des Wohneigentums (bzw. ihre Ungleichheit).

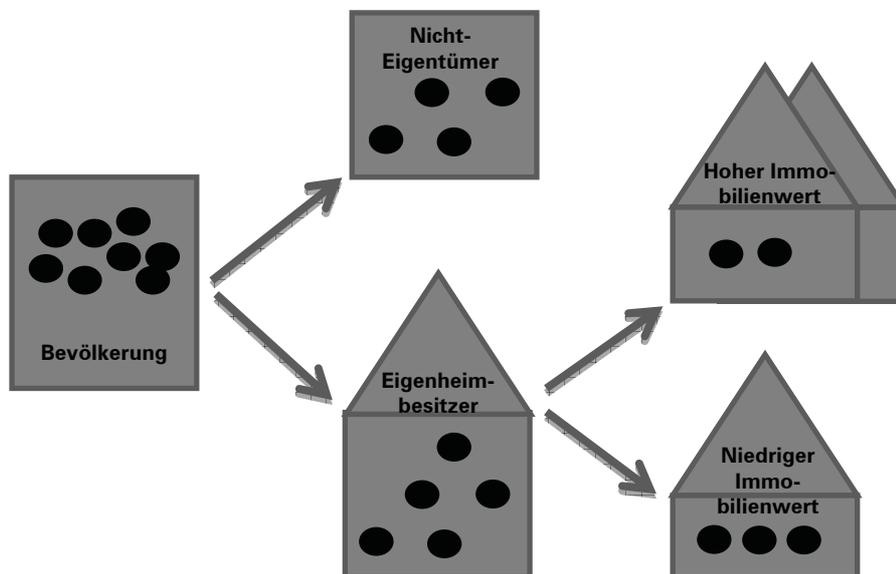
Der Fokus unserer Untersuchungen liegt auf der älteren europäischen Bevölkerung, da der Besitz von Wohneigentum in dieser Lebensphase in allen europäischen Gesellschaften besonders weit verbreitet ist (*Sierminska et al.* 2007). Da die ältere Bevölkerung mit dem Eintritt in den Ruhestand im Allgemeinen erhebliche Einkommenseinbußen hinnehmen muss, lässt sich ihre sozioökonomische Stellung nur angemessen erfassen, wenn man auch das Vermögen berücksichtigt (z.B. *Spilermann* 2000). Insbesondere in Südeuropa kann Wohneigentum die Altersarmutsquote signifikant reduzieren (*Lefebure et al.* 2006). Die finanzielle Lage von Eigenheimbesitzern, deren Wohneigentum schuldenfrei ist, wird dadurch aufgebessert, dass sie kein Geld für die Miete eines Hauses oder einer Wohnung aufbringen müssen, so dass sie diese Mittel zu Konsumzwecken verwenden oder sparen können (*Wolff et al.* 2005: 1076). Vor dem Hintergrund der Bevölkerungsalterung in den Industriegesellschaften und der wachsenden Bedeutung der privaten Altersvorsorge ist davon auszugehen, dass Vermögen und Wohneigentum als wichtiger Bestandteil davon in der Zukunft sogar noch an Bedeutung gewinnen werden. Dennoch kann der Kauf einer Eigentumswohnung oder eines Hauses auch mit negativen Aspekten einhergehen, insbesondere bei den Hochbetagten (75 Jahre und älter). Der Besitz von Immobilien bedingt häufig hohe finanzielle Belastungen, eine eingeschränkte Mobilität und hohe (Transaktions-)Kosten beim Verkauf von Wohnimmobilien (*Bourdieu* 1998; *Häußermann/Petrowsky* 1990; *Häußermann/Siebel* 2000; *Sierminska et al.* 2007). Zudem ist Wohneigentum im Haushalt Älterer vielfach der einzige nennenswerte Vermögensposten. Da Immobilienvermögen kein liquides Vermögen darstellt, kann es nicht direkt zu Konsumzwecken eingesetzt werden. Daher werden ältere Eigenheimbesitzer im Englischen oft als *housing rich* (reich an Wohneigentum), aber *cash poor* (arm an Kapital) bezeichnet (*Angelini et al.* 2009; *Venti/Wise* 2000).

Im folgenden Abschnitt geben wir einen Überblick über den Stand der Forschung zu sozioökonomischen Variablen, die einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum wie auch dessen finanziellen Wert besitzen. Für unsere statistischen Analysen verwenden wir die zweite Welle des *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE), der in 13 Ländern durchgeführt wurde:<sup>4</sup> Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Italien, die Niederlande, Österreich, Polen, Spanien, Schweden, die Schweiz und Tschechien. Mithilfe logistischer Regressionen analysieren wir Haushaltsmerkmale, die sich auf die Wahr-

<sup>4</sup> Irland hat ebenfalls an der zweiten SHARE-Welle teilgenommen. Da für Irland jedoch keine Imputationen vorliegen, haben wir beschlossen, dieses Land bei unseren Berechnungen nicht zu berücksichtigen.

scheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum auswirken, und mithilfe linearer Regressionen untersuchen wir die Haushaltsmerkmale von Eigenheimbesitzern, die den Wert der Wohnimmobilien beeinflussen. Zur Erforschung des Zusammenhangs zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten verwenden wir ein Mehrebenenmodell. Indem wir die Ungleichheit beim Wohneigentum als einen zweiseitigen Prozess betrachten und diesen für ein breites Länderspektrum untersuchen, möchten wir zu einem besseren, multidimensionalen Verständnis der sozialen Ungleichheiten im Wohneigentum beitragen (siehe Abb. 1).

**Abb. 1:** Die zwei Dimensionen der sozialen Stratifikation beim Wohneigentum



Quelle: eigene Darstellung

## 2 Stand der Forschung und Hypothesen

### *Auswirkungen sozioökonomischer Merkmale auf Wohneigentumsquoten und -werte*

Es ist davon auszugehen, dass sowohl der Besitz von (bzw. Übergang zu) als auch der Wert von Wohneigentum durch verschiedene individuelle sowie haushaltsspezifische Merkmale beeinflusst werden, wie beispielsweise Alter, Haushaltsgröße, Kinder, Familienstand, Bildung, Beruf, Einkommen, Erbschaften, Migrationsstatus und Urbanisierung (z.B. Krivo/Kaufman 2004; Kurz/Blossfeld 2004; Lewin-Epstein

*et al.* 1997). Diese sozioökonomischen Merkmale üben auf die beiden Dimensionen der Wohneigentumsungleichheit jedoch nicht unbedingt den gleichen Einfluss aus.

Außerdem sollten die landesspezifischen institutionellen Rahmenbedingungen, abgebildet in den verschiedenen Wohlfahrtsstaatsregimes, einen bedeutenden Einfluss auf die jeweiligen Gegebenheiten im Bereich Wohnen haben (siehe *Kurz/Blossfeld* 2004). Wir gehen davon aus, dass unterschiedliche Wohlfahrtsstaatsregimes einen Einfluss auf die individuellen Möglichkeiten und Anreize zum Erwerb von Wohneigentum ausüben (z.B. durch Besteuerung, Mietzuschüsse/Wohngeld). Unterschiede in den Sozialversicherungssystemen, vor allem in der staatlichen Altersvorsorge, können sich auf die Notwendigkeit eines Eigenheims als Teil der privaten Altersvorsorge auswirken (siehe *DeWilde/Raeymaeckers* 2008). Während die nordeuropäischen Wohlfahrtsstaaten bekanntermaßen ein hohes Maß an sozialer Sicherheit auch für die ältere Bevölkerung schaffen, spielt das Wohneigentum in Südeuropa eine wichtige Rolle für die private Altersvorsorge, da es dort fast kein ernst zu nehmendes staatliches Rentensystem gibt. Infolgedessen ist Wohneigentum in den südeuropäischen Sozialstaaten die wichtigste, wenn nicht einzige Determinante des finanziellen Wohlstandes, wohingegen in Nordeuropa dem Finanzvermögen eine höhere Bedeutung zukommt (*Sierminska et al.* 2007). Um in unseren Analysen die landesspezifischen Unterschiede bei den Wohneigentumsquoten und -werten zu erfassen, werden wir zwischen Nord-, Mittel- und Südeuropa sowie den postsozialistischen Ländern unterscheiden, entsprechend der Wohlfahrtsstaatsentypologisierung nach *Esping-Andersen* (*Esping-Andersen* 1990). Schließlich können Wohlfahrtsstaatsregimes auch die Muster und die Ausprägung sozialer Ungleichheiten beim Wohneigentum beeinflussen, die aus den oben genannten sozioökonomischen Merkmalen erwachsen.

Die Lebenszyklus-Hypothese (*Modigliani/Brumberg* 1954) besagt, dass der Wohlstand mit zunehmendem Alter wächst, da die Menschen im Laufe ihres Erwerbslebens immer mehr Vermögen ansammeln, indem sie einen Teil ihres Einkommens sparen, um ihren Konsum im Lebensverlauf auf dem gleichen Stand halten zu können. Beim Eintritt in den Ruhestand bauen sie die Ersparnisse dann ab (das Vermögen wird verbraucht). Es ist anzunehmen, dass den Wohneigentumsquoten ein ähnliches Muster zugrunde liegt (*Artle/Varaiya* 1978). Verschiedene Studien haben jedoch gezeigt, dass die Wahrscheinlichkeit, Besitzer eines Eigenheims zu sein, erst ab dem Alter von 70 Jahren signifikant sinkt (*Tatsiramos* 2006; *Venti/Wise* 2000). Die Gründe für diesen Rückgang liegen darin, dass die Älteren ihr Wohneigentum ihren Kindern überschreiben (z.B. aus steuerlichen Gründen) oder es verkaufen, wenn der Ehepartner stirbt (*Chiuri/Jappelli* 2010) oder wenn hierdurch der Umzug in ein Seniorenheim oder eine kleinere (Miet-)Wohnung finanziert werden soll (*Häußermann/Siebel* 2000; *Mulder/Wagner* 1998). Dennoch ist bemerkenswert, dass viele Ältere ihr Wohneigentum behalten, was bedeutet, dass sie ein hohes illiquides Vermögen besitzen, das nicht direkt zu Konsumzwecken eingesetzt werden kann (*Angelini et al.* 2009; *Attanasio et al.* 2011). Im Hinblick auf unsere Stichprobe älterer Haushalte sollte die Wohneigentumsquote ihren höchsten Stand bereits erreicht haben (vgl. *Scanlon/Whitehead* 2004) und erst mit weiter zunehmendem Alter beginnen, leicht zu sinken. Angesichts des gegenwärtigen (Markt-)Werts von Wohnimmobilien gibt

es aus unserer Sicht keinen Grund, in unserer Stichprobe Unterschiede im Lebensverlauf zu erwarten. Allerdings können Prozesse wie „zu Hause alt werden“ (was zu altershomogenen Wohnvierteln führen könnte) mit zunehmendem Alter sinkende Werte des Wohneigentums zur Folge haben. Da dieses Phänomen am häufigsten in Vorstadtbezirken anzutreffen ist (Frey 2011; Swiaczny *et al.* 2012), argumentieren wir, dass wir diesen Effekt kontrollieren können, indem wir in unseren Untersuchungen zwischen städtischen und vorstädtischen Wohnlagen unterscheiden.<sup>5</sup>

In der Fachliteratur herrscht Einigkeit darüber, dass die Haushaltszusammensetzung eine entscheidende Determinante der Wohneigentumssituation ist. Insbesondere Paare und Familien mit Kindern wohnen häufiger in einem Eigenheim als Alleinstehende (Davidov/Weick 2011; Lewin-Epstein/Semyonov 2000; Mulder 2006; Wagner/Mulder 2000). Ganz allgemein steigt die Wahrscheinlichkeit, in einem Eigenheim zu leben, mit der Zahl der im Haushalt lebenden Personen, da Wohneigentum häufig im Zusammenhang mit familienfreundlichen Wohngebieten und einer komfortablen Wohnsituation steht (Häußermann/Siebel 2000; Mulder/Wagner 1998). Es konnte auch festgestellt werden, dass der Wert von Wohnimmobilien in einem positiven Zusammenhang mit der Zahl der Haushaltsmitglieder steht (Lewin-Epstein *et al.* 1997). Beim Wohneigentumswert ist davon auszugehen, dass das Vorhandensein eines Partners ebenfalls einen positiven Effekt hat, wohingegen es keine eindeutigen Annahmen für Elternschaft und Haushaltsgröße gibt.<sup>6</sup> Schließlich gehen wir davon aus, dass familienbezogene Merkmale vor allem in den südeuropäischen Sozialstaaten, in denen die Familien einen zentralen Einfluss auf den Lebensstandard und damit auch auf die Wohneigentumssituation haben (Esping-Andersen 1990), von Bedeutung sind.

In früheren Studien wurde der bedeutende Einfluss des Bildungsgrades und der beruflichen Stellung einer Person<sup>7</sup> auf den Übergang zum Wohneigentum hervorgehoben (Kurz/Blossfeld 2004; Wagner/Mulder 2000). Darüber hinaus erhöht sich die Wahrscheinlichkeit von Schenkungen oder Erbschaften mit höherem Bildungsgrad und steigender beruflicher Stellung, da die Betroffenen häufig aus Familien mit höherem sozialem Status stammen (Blau/Duncan 1967; Buchholz 2008; Szydlík/Schupp 2004). Hinsichtlich der Auswirkungen verschiedener Wohlfahrtsstaatsregimes konnten Kurz und Blossfeld (2004) beispielsweise zeigen, dass der berufliche Status in liberalen Wohlfahrtsstaaten einen stärkeren Einfluss auf den Übergang

<sup>5</sup> Ein weiteres Phänomen, das zu sinkenden Immobilienwerten im Alter führen könnte, ist der Prozess des „Asset Meltdown“. Es gibt jedoch bis heute keine empirischen Belege dafür, dass dieser Prozess tatsächlich stattfindet (vgl. z.B. Börsch-Supan *et al.* 2003).

<sup>6</sup> Dies ist darauf zurückzuführen, dass mit einer steigenden Anzahl der in einem Haushalt lebenden Personen mehr Wohnfläche benötigt wird und sich – zumindest in Mehrgenerationenhaushalten – mehr Personen an der Finanzierung der Immobilie beteiligen können. Wenn im Haushalt jedoch mehr Personen oder Kinder leben, steigen die Kosten, so dass weniger finanzielle Mittel für den Kauf von Wohnimmobilien zur Verfügung stehen, was sich ebenfalls negativ auf den Wert von Wohnimmobilien auswirken kann.

<sup>7</sup> Die berufliche Stellung wird im Rahmen unserer Analyse nicht berücksichtigt, da viele Personen in unserer Stichprobe bereits im Ruhestand sind und ihre (frühere) berufliche Stellung somit unbekannt ist.

zu Wohneigentum besitzt als in sozialdemokratischen Staaten. Ebenso gehen wir davon aus, dass der Bildungsabschluss und das Einkommen die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum sowie dessen Wert „erhöhen“. Der Bildungsabschluss sollte in Ländern mit einem stark standardisierten und stratifizierten Bildungssystem und einer ausgeprägten fachlichen Spezialisierung (wie etwa in Deutschland und der Schweiz) von besonderer Bedeutung sein, da der Einfluss formeller Qualifikationen auf die berufliche Karriere und damit auf das Potential der Vermögensanhäufung in diesen Ländern besonders stark ausgeprägt ist (*Müller/Shavit* 1998). Darüber hinaus kann davon ausgegangen werden, dass Haushalte, die Schenkungen oder Erbschaften erhalten haben, eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, in den Besitz von Wohneigentum zu gelangen. Wenn sie im Besitz einer eigenen Immobilie sind, könnte diese zudem einen höheren Wert haben, da intergenerationale Transfers die Vermögenslage des Haushaltes stärken.

In den USA weisen Menschen afroamerikanischer und lateinamerikanischer Herkunft eine geringere Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum auf, und wenn sie Wohneigentümer sind, haben ihre Immobilien oft einen niedrigen Wert (*Krivo/Kaufman* 2004; *Lewin-Epstein et al.* 1997; *Parcel* 1982). Auch wenn sich mit höherem Bildungsgrad und steigendem Einkommen die negativen Auswirkungen eines Migrationshintergrundes auf den Besitz von Wohneigentum abschwächen, liefern verschiedene Studien klare Belege dafür, dass auch bei Kontrolle für diese Variablen auf dem Wohnungsmarkt weiterhin eine Diskriminierung von Migranten festzustellen ist (*Chiteji/Stafford* 1999; *Horton/Thomas* 1998; *Krivo/Kaufman* 2004). Mögliche Erklärungen für diese Ergebnisse sind die benachteiligte Stellung von Migranten auf dem Arbeitsmarkt, die Tatsache, dass Migranten weniger häufig Schenkungen und Erbschaften erhalten, das Informationsdefizit von Migranten über den lokalen Immobilienmarkt sowie die Diskriminierung von Migranten bei der Vergabe von Krediten (*Charles/Hurst* 2002; *Conley* 2003; *Krivo/Kaufman* 2004; *Szydluk/Schupp* 2004). Die Frage, ob dies auch für europäische Länder gilt, ist bisher jedoch ungeklärt.

Wegen der hohen Immobilienpreise werden in Städten mehr finanzielle Mittel benötigt, um Zugang zu Wohneigentum zu erhalten, wodurch die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum wiederum sinkt (*Kurz/Blossfeld* 2004). Wurde selbst genutztes Wohneigentum mit Erfolg erworben, sollte dieses an städtischen Standorten folglich einen höheren Wert aufweisen.

### *Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten*

Neben den sozioökonomischen Faktoren, die sich auf die Wohneigentumsquoten und Immobilienwerte auswirken, interessieren wir uns auch für den Zusammenhang zwischen diesen beiden Dimensionen. Genauer gesagt möchten wir herausfinden, ob hohe Wohneigentumsquoten mit hohen Wohneigentumswerten korrelieren (positiver Zusammenhang) oder ob diese auf Kosten niedriger Wohneigentumswerte realisiert werden (negativer Zusammenhang)? Soweit wir wissen, ist dieser Forschungsfrage in der sozialen Ungleichheitsforschung bislang noch nicht

ausreichend nachgegangen worden. Wir werden diese Frage im Rahmen unserer Studie explorativ untersuchen.

Theoretisch sind beide Zusammenhänge (positiv und negativ) denkbar. Zunächst könnte die sozioökonomische Zusammensetzung der Gruppe der Eigenheimbesitzer zu einem negativen Zusammenhang führen. In Ländern mit niedrigen Wohneigentumsquoten, aber hohen Wohneigentumswerten könnte es der Fall sein, dass nur eine höchst selektive Gruppe bessergestellter Haushalte zu Wohneigentum kommt (Poggio 2006). Dies wären jene Haushalte, die sich hochwertige Wohnimmobilien auch leisten können. Wenn dies zutrifft, könnte die homogene Zusammensetzung dieser Gruppe den hohen durchschnittlichen Wert der Immobilien erklären. Gleichmaßen könnten die Eigenheimbesitzer in Ländern mit hohen Wohneigentumsquoten eine eher heterogene Gruppe darstellen (jeder hat Zugang zu Wohneigentum), was wiederum im Aggregat niedrige durchschnittliche Immobilienwerte zur Folge haben sollte, da sich ja ein großer Teil dieser Eigenheimbesitzer kein hochwertiges Wohneigentum leisten kann. Sollte sich aus unserer Analyse ein negativer Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten ergeben, könnte die sozioökonomische Zusammensetzung der Eigenheimbesitzer eine mögliche Erklärung für diesen Zusammenhang liefern.

Daneben ist aber auch das Szenario eines positiven Zusammenhangs denkbar. Ist der Mietwohnungsmarkt eines Landes im Verhältnis zum Wohneigentumsmarkt als unattraktiv zu bewerten (z.B. niedrige Qualität der Mietobjekte oder kleiner Mietwohnungsmarkt), könnte der Besitz von Wohneigentum eine interessante, erstrebenswerte Alternative werden. Ist die Nachfrage nach Wohneigentum hoch, ist es wahrscheinlich, dass die Immobilienpreise steigen. Aber auch hierdurch würden Einzelne vielleicht nicht vom Kauf von Wohnimmobilien abgeschreckt, was einen weiteren Anstieg der Immobilienpreise zur Folge hätte. Sollte unsere Untersuchung also einen positiven Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten ergeben, könnte ein unattraktiver Mietwohnungsmarkt eine mögliche Erklärung hierfür liefern.

Wohneigentum gilt allgemein als wichtige Säule der sich aus Privatvermögen ergebenden sozialen Sicherheit. Daher haben die meisten Sozialstaaten wohnungspolitische Maßnahmen ergriffen (wie Zinsverbilligungen und Fördermittel für Wohneigentum), um die soziale Sicherheit über Wohneigentum zu fördern (Elsinga et al. 2007). Mit der Hilfe von Mehrebenenregressionen möchten wir untersuchen, ob Variablen auf Länderebene Unterschiede im Wert von Wohneigentum erklären können.

### **3 Daten und Methoden**

#### *Daten*

Für unsere Untersuchungen verwenden wir Daten der zweiten SHARE-Welle. Bei diesem Survey handelt es sich um eine internationale, repräsentative Panel-Befragung der Bevölkerung im Alter ab 50 Jahren, die gegenwärtig in der vierten Welle

durchgeführt wird. Der wesentliche Vorteil der SHARE-Daten liegt darin, dass sie detaillierte, international vergleichbare Informationen über die finanzielle Lage und die Wohnsituation liefern (in der ersten, zweiten und vierten Welle). Da die erste Veröffentlichung der Daten aus der vierten Welle noch nicht alle Variablen beinhaltet, die für unsere Analysen von Bedeutung sind, und da die erste und zweite Welle in vergleichsweise enger zeitlicher Folge durchgeführt wurden (2004 bis 2007), haben wir beschlossen, nur mit der zweiten Welle zu arbeiten, die auch ein breiteres Länderspektrum abdeckt. Die Beobachtung, dass der Erwerb von Wohneigentum im Lebensverlauf einen langsamen Prozess mit wenigen Ereignissen darstellt, bestärkt uns in unserer Entscheidung (*Venti/Wise* 1989).

In der zweiten Welle, die 2006/2007 durchgeführt wurde, nahmen 33.281 Personen in 22.721 Haushalten aus 13 EU-Mitgliedsstaaten (vorstehend aufgeführt) an der Erhebung teil. Nach dem Ausschluss von Haushalten mit fehlenden oder unplausiblen Werten sowie Haushalten, in denen keiner der Befragten im Alter von 50+ Jahren war (148 Haushalte), schließt unser endgültiger Datensatz 20.945<sup>8</sup> Haushalte ein. Ein typisches Problem, das bei Fragen zu finanziellen Aspekten auftritt, ist ein hoher Anteil an Antwortverweigerungen (*item non-response*) (*Riphahn/Serfling* 2005). Die SHARE-Mitarbeiter begegnen diesem Problem durch eine multiple Imputationsstrategie zur Vervollständigung der fehlenden Werte (nähere Informationen zur multiplen Imputation finden sich bei *Rubin* 1987). Für jeden fehlenden Wert wurden fünf Werte geschätzt.<sup>9</sup> Eine genauere Beschreibung der im Rahmen von SHARE verwendeten Imputationsmethode findet sich bei *Christelis* (2011). Für alle im Folgenden aufgeführten Untersuchungen wurde mit allen fünf Imputationen gerechnet. Darüber hinaus wird bei allen finanziellen Werten für Unterschiede in der Kaufkraft des Geldes in den einzelnen Ländern und im Zeitverlauf korrigiert, wobei die von den SHARE-Mitarbeitern genannten Wechselkurse zugrunde gelegt wurden (für nähere Informationen vgl. *Mannheim Research Institute for Economics of Aging* 2010). Für unsere deskriptiven Analysen verwenden wir kalibrierte Querschnittsgewichtungen, „wobei die Kalibrierung so vorgenommen wird, dass sie die genauen Alters- und Geschlechtsverteilungen jedes Landes berücksichtigt“ (*Börsch-Supan et al.* 2005: 21; übersetzt durch CPoS). Mit diesen Gewichtungen wird das Problem der Antwortverweigerungen und der Stichprobenausfälle kompensiert (vgl. *Mannheim Research Institute for Economics of Aging* 2010). Tabelle 1 zeigt die Stichprobengröße je Land (gewichtet).

<sup>8</sup> Bei unseren Analysen wurden Haushalte mit fehlenden oder unplausiblen Werten für folgende Variablen ausgeschlossen: Eigenheimbesitzer (n = 334), Familienstand (n = 3), Migrationsstatus (n = 88), Bildungsabschluss (n = 60), Verrrentungsstatus (n = 266), Schenkungen/Erbschaften (n = 260) und Wohnstandort (n = 1.462).

<sup>9</sup> Für das länderübergreifende Gesamteinkommen wurde in etwa 60 % der Haushalte mindestens eine Komponente (ein Posten) des Gesamthaushaltseinkommens imputiert. Das Einkommen ist eine konstruierte Variable, die sich aus einer ganzen Reihe unterschiedlicher Items zusammensetzt (vgl. Fußnote 13).

**Tab. 1:** Überblick über den Datensatz

Land	Summe	Prozent	Kum. in %
AT – Österreich	897	4,29	4,34
BE – Belgien	2.009	9,60	13,89
CH – Schweiz	967	4,62	18,51
CZ – Tschechische Republik	1.721	8,23	26,74
DE – Deutschland	1.548	7,40	34,14
DK – Dänemark	1.662	7,94	42,08
ES – Spanien	1.278	6,11	48,19
FR – Frankreich	1.884	8,81	57,00
GR – Griechenland	2.083	9,96	66,96
IT – Italien	1.786	8,54	75,50
NL – Niederlande	1.709	8,17	83,67
PL – Polen	1.697	8,11	91,78
SE – Schweden	1.723	8,22	100,00
Summe	22.924	100,00	

Quelle: SHARE-Welle 2, Release 2.5.0, gewichtete Daten, eigene Berechnungen

### Variablen<sup>10</sup>

- *Eigenheimbesitzer* ist die abhängige Variable in unserer ersten Analyse. Sie differenziert zwischen Haushalten mit Wohneigentum (= Eigenheimbesitzer) und Haushalten ohne Wohneigentum (=keine Eigenheimbesitzer).
- *Finanzwert von Wohnimmobilien* ist die abhängige Variable in unserer zweiten Analyse.<sup>11</sup> Der Finanzwert ist hierbei der subjektive Marktwert gemäß der Schätzung des Befragten, der Finanzauskünfte erteilt.<sup>12</sup> Er liegt zwischen € 0<sup>13</sup> und € 27.950.000 (kaufkraftbereinigt). Da die Verteilung dieser Variable

<sup>10</sup> Alle in diesem Abschnitt genannten Variablen beziehen sich auf den aktuellen Haushaltsstatus. Leider liegen uns zu diesen Variablen keine Informationen zum Zeitpunkt des Erwerbs des Wohneigentums durch den Haushalt vor.

<sup>11</sup> Da wir uns für den tatsächlichen Wert von Wohnimmobilien und nicht für die Höhe der Verschuldung der Haushalte interessieren, berücksichtigen wir statt des Nettowertes den Bruttowert (Marktwert). Aufgrund der Tatsache, dass sich die Haushalte wahrscheinlich in unterschiedlichen Tilgungsphasen befinden und dass die Methoden zur Finanzierung von Wohneigentum länderübergreifend stark variieren, ist die Verwendung des Brutto-Immobilienwertes für uns umso plausibler.

<sup>12</sup> Die genaue Fragestellung im SHARE-Fragebogen lautete: „Was glauben Sie – wenn Sie Ihre Immobilie heute verkaufen würden, wie viel würden Sie dafür bekommen?“

<sup>13</sup> 20 Haushalten wurde ein Immobilienwert von Null zugewiesen. Sie sind in unserer Stichprobe verblieben, doch für die Analyse des Immobilienwertes wurde bei diesen Haushalten € 1 hinzugefügt, um den Logarithmus dieser Immobilienwerte zu berechnen.

stark nach rechts verzerrt ist, verwenden wir den Log-Wert der Variable in unseren Analysen.

- *Alter* entspricht dem durchschnittlichen Alter aller befragten Haushaltsmitglieder. Das Alter liegt zwischen 34 (bei Haushalten mit Personen im Alter von über und unter 50 Jahren) und 104 Jahren. Außerdem haben wir das quadrierte Alter errechnet, um die Annahme zu überprüfen, dass die Wohneigentumsquote mit dem Alter zunächst ansteigt und dann wieder rückläufig wird.
- *Haushaltsgröße* kontrolliert für die Anzahl der im Haushalt lebenden Personen. Diese Variable bewegt sich zwischen den Werten 1 und 14.
- *Familienstand* gibt Auskunft darüber, ob der/die Hauptbefragte mit einem Partner/einer Partnerin zusammenlebt (Familienstand = 1) oder alleine lebt (Familienstand = 0).
- *Kinder* kontrolliert dafür, ob der/die Hauptbefragte und dessen/deren Partner/in Kinder haben, unabhängig davon, ob das Kind noch im elterlichen Haushalt lebt.
- *Migrationsstatus* berücksichtigt, ob der/die Hauptbefragte und/oder dessen/deren Partner/in im Ausland geboren wurde(n) (Migrationsstatus=1).
- *Bildungsabschluss* (7 Kategorien, ISCED-codiert) entspricht dem höchsten erworbenen Bildungsabschluss des/der Hauptbefragten und dessen/deren Partner/in. Der Wert dieser Variable liegt zwischen 0 (Vorschulbildung) und 6 (Tertiärabschluss zweite Stufe).
- *Nettoäquivalenzeinkommen*<sup>14</sup> wird gemessen als gesamtes jährliches Nettoeinkommen eines Haushalts dividiert durch die Wurzel der Anzahl der in diesem Haushalt lebenden Personen. Der Wert dieser Variable liegt zwischen € 0 und € 727.000 (kaufkraftbereinigt).
- *Verrentungsstatus* differenziert zwischen Haushalten, in denen der/die Hauptbefragte und/oder dessen/deren Partner/in bereits in den Ruhestand getreten sind gegenüber Haushalten, in denen noch keiner von ihnen im Ruhestand ist. Da ein großer Anteil der Haushaltsmitglieder in unserem Datensatz bereits im Ruhestand ist, verwenden wir diese Variable zu Kontrollzwecken.
- *Schenkungen und Erbschaften*<sup>15</sup> kontrolliert dafür, ob ein Haushalt bereits einmal eine Schenkung erhalten, oder Finanz-, Sachvermögen oder Immobilien geerbt hat (im Wert von mindestens € 5.000).
- *Wohnumgebung* gibt Auskunft darüber, ob ein Haushalt in einer Großstadt oder einem Vorort bzw. Außenbezirk einer Großstadt (Wohnstandort = 1) oder in einer Kleinstadt, einer ländlichen Gegend oder einem Dorf (Wohnstandort = 0) angesiedelt ist.

<sup>14</sup> Eine genaue Definition des Einkommens im Rahmen von SHARE findet sich bei *Paccagnella* und *Weber* (2005: 357).

<sup>15</sup> Wir haben Daten aus der ersten und zweiten Welle zusammengeführt, um diese Information zu erhalten.

### *Methode*

Zur Berücksichtigung sozioökonomischer Faktoren, die sich auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum auswirken, verwenden wir binäre logistische Regressionsmodelle. Um anschließend sozioökonomische Faktoren zu ermitteln, die sich auf den Finanzwert von Wohnimmobilien auswirken, wenden wir lineare Regressionsmodelle an. Schließlich verwenden wir zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten erneut lineare Regressionsmodelle, dann jedoch im Rahmen einer Mehrebenenanalyse. Unsere Untersuchungseinheit ist der Haushalt.

Das von uns verwendete binäre logistische Modell dient der Schätzung der Wahrscheinlichkeit der Zugehörigkeit zur Gruppe der Eigenheimbesitzer ( $y=1$ ):

$$P(Y = 1) = \left( \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_i X_i)}} \right)$$

Wir schätzen für jedes Land ein separates Modell. Eine nähere Beschreibung des binären logistischen Modells findet sich bei *Long* (1997). Zur Untersuchung des Effekts verschiedener sozioökonomischer Attribute auf den finanziellen Wert von Wohneigentum verwenden wir ein lineares Regressionsmodell, zunächst in Form eines Ein-Ebenen-Modells

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

und dann in Form eines Zwei-Ebenen-Modells, in dem die Haushalte nach Ländern gruppiert werden:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \varepsilon_{ij} + u_j$$

wobei  $Y_{ij}$  die abhängige Variable (Wohneigentumswert) für die Haushalte  $i$  gruppiert nach Ländern  $j$  ist.  $X_{ij}$  sind Prädiktoren auf der Haushaltsebene und  $\varepsilon_{ij}$  ist der Fehlerterm auf der Haushaltsebene.  $\beta_0 + u_j$  ist der Random Intercept, der zwischen den Ländern unterschiedlich ausfällt. Nähere Erläuterungen zur Mehrebenenregression finden sich zum Beispiel bei *Hox* (2010) oder *Rabe-Hesketh* und *Skrondal* (2008). Es ist zu beachten, dass sich auf Level 2 (Länder) nur 13 Fälle finden. Auch wenn in der Literatur kein Konsens im Hinblick auf die Mindestanzahl der Fälle auf den höheren Ebenen von Mehrebenenanalysen herrscht, sind 13 Fälle ohne Frage eine sehr geringe Anzahl. Simulationsuntersuchungen bei linearen Zwei-Ebenen-Modellen machen geltend, dass Standardfehler und Varianzkomponenten tendenziell zu niedrig geschätzt werden, wenn die Zahl der Fälle auf Level 2 weniger als 30 beträgt (*Bell et al.* 2008; *Hox* 2010; *Maas/Hox* 2005), was auf unsere Studie zutrifft. Somit würde die statistische Aussagekraft unserer Effekte auf Landesebene vergleichsweise gering sein. Um dies auszugleichen, haben wir alternativ eine zusätzliche Ein-Ebenen-Re-

gression mit robusten und Cluster-bereinigten Standardfehlern durchgeführt. Die Ergebnisse waren im Wesentlichen gleich. Daher haben wir uns aus substantziellen Gründen für den Mehrebenen-Schätzansatz entschieden, der eine explizite Modellierung der Varianz im Hinblick auf die Länder erlaubt.

Die Immobilienwerte können logischerweise nur für die Gruppe der Eigenheimbesitzer betrachtet werden. Zur Analyse der Immobilienwerte bestünde die naheliegendste Strategie daher darin, diejenigen Personen, die kein Wohneigentum besitzen, aus der Stichprobe auszuschließen. Diese Strategie wurde bis Ende der 1990er Jahre angewendet (z.B. *Horton/Thomas* 1998; *Myers/Chung* 1996; *Parcel* 1982). *Lewin-Epstein et al.* legten in ihrem Beitrag von 1997 als eine der ersten dar, dass die Beschränkung der Untersuchung auf Eigenheimbesitzer Verzerrungen der Schätzungen zur Folge haben kann, da die Stichprobe der Eigenheimbesitzer selbstselektiv sein könnte. Zur Vermeidung dieser selektionsbedingten Verzerrung wendeten die Autoren anstelle von linearen Regressionen Tobit-Regressionsmodelle an (auch bezeichnet als zensierte Regressionsmodelle, siehe *Tobin* 1958). Die gleiche Strategie wurde 2004 von *Krivo* und *Kaufman* angewendet. Jedoch wird in keinem der beiden Beiträge nachvollziehbar erklärt, dass bei den Stichproben tatsächlich ein Selektionsproblem vorliegt. Wir gehen vielmehr davon aus, dass es durch eine Beschränkung der Stichprobe auf Eigenheimbesitzer nicht zu einer Verzerrung aufgrund von Selbstselektion kommt. Tatsächlich stellt in unserem Fall der Selektionsprozess (die Entscheidung, ein Wohneigentümer zu werden) eine notwendige Voraussetzung für unsere Ergebnisvariable (den Wohneigentumswert) dar (vgl. *Rohwer* 2012). Bei Anwendung der Tobit-Regression modellieren *Lewin-Epstein et al.* (1997) sowie *Krivo* und *Kaufman* (2004) daher eine höchst spezifische und äußerst hypothetische Entscheidungssituation:<sup>16</sup> die Entscheidung für einen bestimmten Immobilienwert durch eine Person, die bisher noch keine Wohnimmobilie erworben hat. In unserem Beitrag sind wir jedoch nicht an einer solchen rein hypothetischen Entscheidung interessiert. Wir interessieren uns vielmehr für die Verteilung der realisierten Immobilienwerte von Haushalten, die tatsächlich im Besitz von Wohneigentum sind. Daher beschränken wir unsere Stichprobe bei der Untersuchung des Wohneigentumswerts auf die Wohneigenheimbesitzer. Genauer gesagt wenden wir ein zweiteiliges Modell an. Zunächst schätzen wir für alle Haushalte die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum, bevor wir unter den Haushalten, die Wohneigentum besitzen, den Wert der Immobilien schätzen.

---

<sup>16</sup> Dasselbe gilt für das Selektionsmodell nach Heckman, das häufig als Alternative zur Tobit-Regression verwendet wird (*Heckman* 1979).

## 4 Ergebnisse

### *Deskriptiver Überblick*

Tabelle 2 zeigt die Verteilung der sozioökonomischen Haushaltsmerkmale unter Wohneigentümern im Vergleich zur Gesamtpopulation unserer Stichprobe. Rund 70 % der Haushalte leben in einer eigenen Immobilie. Unterschiede bei den Wohneigentumsquoten zwischen den Ländern sind auch in Abbildung 2 dargestellt: Wohneigentum ist vor allem in südeuropäischen Ländern wie Spanien, Griechenland und Italien weitverbreitet. Diese Beobachtung deckt sich mit aktuellen Studien. Aber auch in einigen westeuropäischen Ländern wie Belgien und Frankreich gibt es viele Ältere, die in einem Eigenheim leben. Demgegenüber ist es in Österreich, der Tschechischen Republik, Schweden, Deutschland und der Schweiz erwartungsgemäß relativ üblich, kein Wohneigentum zu besitzen. Unsere Ergebnisse haben wir mit Daten verglichen, die von *Euroconstruct/ifo* (2009) zur gesamten erwachsenen Bevölkerung erfasst wurden. Wie zu erwarten war, ist die Wohneigentumsquote unter den Älteren höher.<sup>17</sup> Doch das Ranking der Länder bleibt mit Ausnahme marginaler Verschiebungen nahezu gleich.

Ein weiterer Blick auf Tabelle 2 zeigt, dass der durchschnittliche Wert der Wohnimmobilien bei den Wohneigentumsbesitzern € 260.530 beträgt, während der mittlere Wert bei € 194.960 liegt (nach rechts verzerrte Verteilung). Die höchsten durchschnittlichen Wohneigentumswerte finden sich in der Schweiz (€ 487.650), die niedrigsten in der Tschechischen Republik (€ 105.800).<sup>18</sup> Diese Ergebnisse sind in Abbildung 3 dargestellt. Beim mittleren Wert von Wohneigentum werden eindeutige landesspezifische Muster erkennbar. In Kontinentaleuropa liegt der Mittelwert allgemein sehr hoch (über € 194.000),<sup>19</sup> wobei die Schweiz auch hier an der Spitze liegt (€ 306.210). Am niedrigsten ist der mittlere Wert von Eigenheimen (weniger als € 85.000) in den postsozialistischen Ländern Polen und der Tschechischen Republik.

Bei der Betrachtung des Alters zeigen unsere Ergebnisse, dass Haushalte mit Wohneigentum im Durchschnitt etwas jünger sind als die Gesamtbevölkerung. In Übereinstimmung mit unseren Erwartungen leben Eigenheimbesitzer im Vergleich zur Gesamtbevölkerung häufiger in einer dauerhaften Partnerschaft (72,4 % vs. 65,8 %) sowie in größeren Haushalten (2,30 vs. 2,21 Personen). Im Hinblick auf Elternschaft bestehen zwischen den beiden Gruppen nur geringfügige Unterschiede. Unter den Eigenheimbesitzern haben 7,9 % der Haushalte einen Migrationshintergrund, wohingegen dieser Anteil bei der Gesamtbevölkerung bei 10,6 % liegt. Der

---

<sup>17</sup> Die Tschechische Republik und Schweden sind die einzigen Länder, in denen die Wohneigentumsquote bei der Gesamtbevölkerung höher ist als bei der älteren Bevölkerung.

<sup>18</sup> Der Begriff ‚Immobilienwert‘ wird in diesem Beitrag als Synonym für den Brutto-Immobilienwert (Marktwert) verwendet. Der Anteil der Haushalte, deren Immobilie mit einer Hypothek belastet ist, fällt infolge der Altersstruktur der Stichprobe im Allgemeinen gering aus (außer in Dänemark, in den Niederlanden, in Schweden und in der Schweiz).

<sup>19</sup> Außer in Österreich: dort liegt er bei 153.440 Euro.

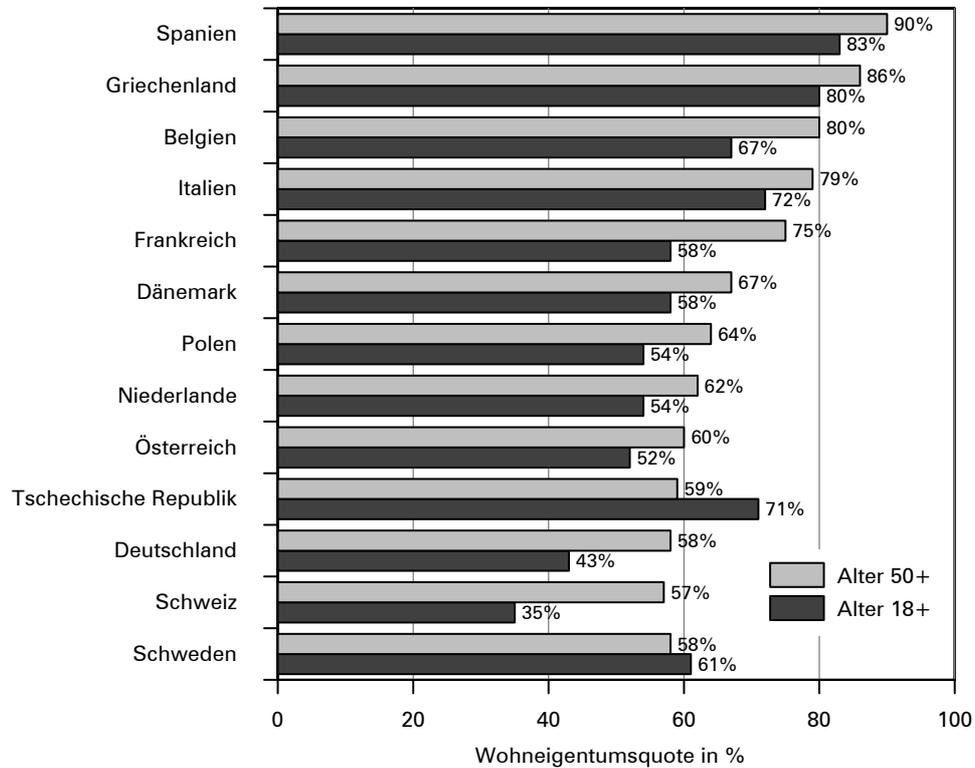


Tab. 2: Fortsetzung

	Kontinentaleuropa			Südeuropa			Osteuropa						
	FR	Alle Eigenheimbesitzer	NL Eigenheimbesitzer	ES	Alle Eigenheimbesitzer	GR	Alle Eigenheimbesitzer	IT	Alle Eigenheimbesitzer	CZ	Alle Eigenheimbesitzer	PL	Alle Eigenheimbesitzer
Eigenheimbesitzer = Ja (%)	74,62	-	61,72	89,87	-	86,14	-	78,77	-	59,34	-	64,13	-
Alter - $\mu(\sigma)$	65,99	65,44	64,95	66,94	66,70	65,87	65,60	66,70	66,54	64,80	64,00	64,44	64,27
Haushaltsgröße - $\mu(\sigma)$	2,02	2,06	1,98	2,49	2,50	2,23	2,24	2,44	2,48	2,08	2,17	2,88	2,91
Verheiratet = Ja (%)	64,45	71,97	67,94	66,75	70,27	64,22	66,87	68,50	73,23	62,71	68,37	59,00	64,87
Kind(er) = Ja (%)	88,66	89,78	88,46	87,76	89,33	88,11	88,21	87,38	88,09	93,72	93,55	91,83	92,25
Migrant = Ja (%)	16,55	13,19	6,97	2,94	2,14	2,65	2,44	1,95	1,71	6,23	4,87	3,00	2,61
Bildungsabschluss (ISCED) - $\mu(\sigma)$	2,40	2,56	2,78	1,64	1,63	1,98	2,00	1,85	1,92	2,54	2,55	2,24	2,29
Im Ruhestand = Ja (%)	63,01	64,38	44,03	15,74	15,90	14,25	14,49	15,85	16,40	11,20	11,65	7,21	7,60
Nettoäquivalenzeinkommen* - $\mu(\sigma)$	27,20	29,92	29,38	10,13	10,18	10,64	10,70	12,55	13,06	9,10	9,21	5,33	5,75
Nettoäquivalenzeinkommen* - Mittelwert	19,87	22,18	20,90	52,34	53,12	52,66	53,50	63,72	66,89	69,99	67,49	65,04	67,50
Schenkungs/Erbschaft = Ja (%)	25,20	29,53	28,17	22,12	23,36	24,57	25,84	20,25	22,51	22,95	25,46	14,02	18,35
Städtisches Gebiet = Ja (%)	43,13	38,20	67,51	55,67	54,54	75,10	73,90	25,60	22,81	65,22	59,13	46,38	39,46
Immobilienwert* - $\mu(\sigma)$	-	336,40	-	-	338,52	-	145,13	-	248,29	-	105,80	-	111,09
Immobilienwert* - Mittelwert	-	221,03	-	-	204,46	-	120,57	-	195,90	-	84,97	-	48,43
N	1.844	1.349	1.709	1.278	1.153	2.083	1.792	1.786	1.437	1.721	1.130	1.697	1.121

\* Werte in Tsd. Euro, ppp-bereinigt, auf der Basis von 5 Imputationen

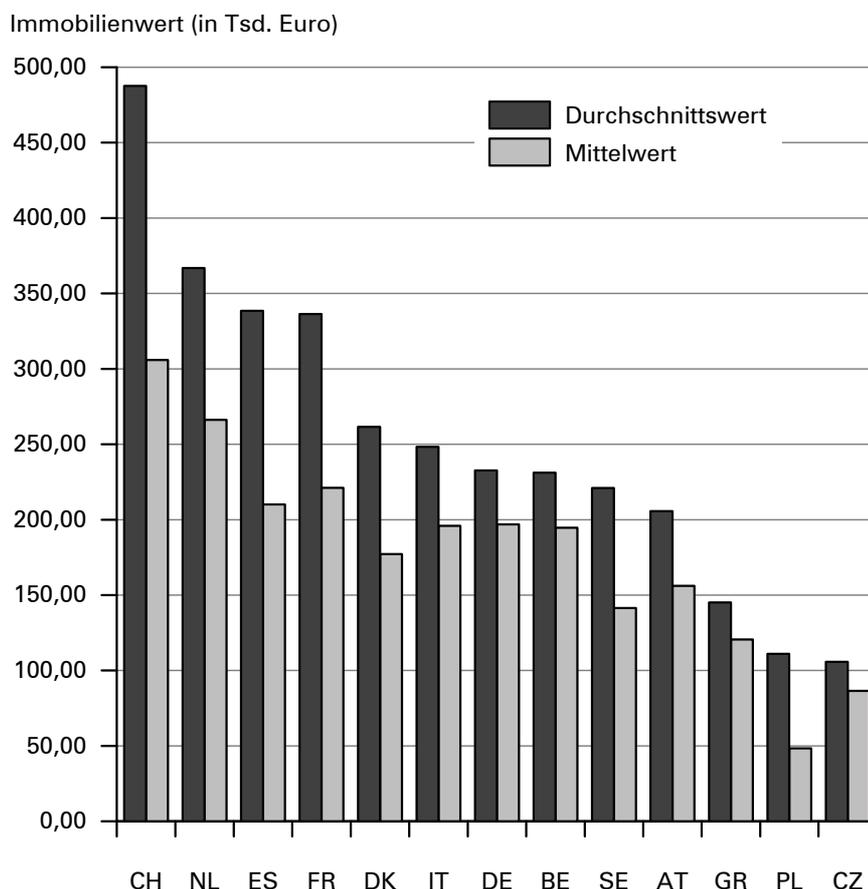
Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0.), gewichtete Daten, eigene Berechnungen

**Abb. 2:** Anteil der Wohneigentümer im europäischen Vergleich

Quelle: *Euroconstruct/ifo* (2009) und SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), gewichtete SHARE-Daten, eigene Berechnungen

Gesamtanteil der Migranten ist in Südeuropa und Polen vergleichsweise gering, während er in Frankreich, Deutschland und der Schweiz bemerkenswert hoch ist. Unter den Eigenheimbesitzern ist der Bildungsgrad erwartungsgemäß höher als in der Gesamtbevölkerung. In Südeuropa ist der durchschnittliche Bildungsgrad besonders niedrig. Mit € 21.660 ist auch das durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen bei den Eigenheimbesitzern höher als in der Gruppe der Gesamtbevölkerung (€ 20.230). Auch im Hinblick auf die Gesamtbevölkerung weisen die Länder erhebliche Unterschiede auf: Das durchschnittliche Einkommen ist in Ost- und Südeuropa vergleichsweise niedrig, wohingegen es in Frankreich, den Niederlanden und der Schweiz eher auf einem vergleichsweise hohen Niveau liegt. Im Hinblick auf den Verrentungsstatus bestehen zwischen den Eigenheimbesitzern und der Gesamtbevölkerung keine Unterschiede. Insgesamt scheinen Eigenheimbesitzer im Vergleich zur Gesamtbevölkerung häufiger Schenkungen oder Erbschaften zu erhalten (29,5 % vs. 25,4 %). Schließlich leben Eigenheimbesitzer im Vergleich zur Gesamtbevölkerung weniger häufig in städtischen Gebieten (39,2 % vs. 44,5 %).

**Abb. 3:** Durchschnittliche und mittlere Immobilienwerte



Werte ppp-bereinigt, auf der Basis von 5 Imputationen

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), gewichtete Daten, eigene Berechnungen

*Welche sozioökonomischen Variablen können Wohneigentum vorhersagen?*

Tabelle 3 beinhaltet die logistischen Regressionsmodelle (detailliertere Modelle sind im Anhang zu finden). In Deutschland, Italien, der Schweiz, Spanien und der Tschechischen Republik steigt die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum signifikant mit dem Alter an. Der quadrierte Altersterm zeigt in unserer Stichprobe keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum, d.h. die Wohneigentumsquoten scheinen mit weiter steigendem Alter in den untersuchten Ländern nicht zurückzugehen, was der Lebenszyklus-Hypothese widerspricht (*Modigliani/Brumberg* 1954).

**Tab. 3:** Logistische Regression (mit robusten Standardfehlern) für die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum

	Nordeuropa		Kontinentaleuropa						Südeuropa			Osteuropa	
	DK	SE	AT	BE	CH	DE	FR	NL	ES	GR	IT	CZ	PL
Alter	(+)	(+)	(-)	(-)	+	+	(+)	(-)	+	(-)	+	+	(+)
Alter <sup>2</sup>	(0)	(0)	(0)	(0)	0	0	(0)	(0)	0	(0)	(0)	0	(0)
Haushaltsgröße	(+)	+	(+)	(+)	+	+	-	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)
Partnerschaft = Ja	+	+	(+)	+	+	+	+	+	+	+	+	0	+
Kind(er) = Ja	(-)	(+)	(-)	(-)	+	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(+)	(-)	(-)
Migrant = Ja	(-)	(-)	-	-	-	-	-	-	-	(-)	-	-	(-)
Bildungsabschluss (ISCED)*	+	(+)	+	+	+	+	+	+	(+)	(+)	+	(+)	+
Nettoäquivalenzeinkommen*	(+)	(+)	+	(+)	+	+	+	(+)	(0)	(+)	(0)	(+)	(+)
Ruhestand = Ja	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	(+)	(+)	+	(-)	(+)
Schenkung/Erbschaft = Ja	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Städtische Gemeinde = Ja	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Konstante	(-)	-	(+)	(+)	-	-	(-)	(+)	(-)	(+)	-	-	(-)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,21	0,19	0,15	0,15	0,18	0,35	0,15	0,20	0,12	0,05	0,10	0,05	0,07
N	1.663	1.725	897	2.022	967	1.550	1.844	1.710	1.279	2.083	1.786	1.722	1.697

\* Werte auf der Basis von 5 Imputationen

+ positiver Effekt ( $p \leq 0,05$ ), - negativer Effekt ( $p \leq 0,05$ ), (+)/(-) - nicht signifikant

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), Daten nicht gewichtet, eigene Berechnungen

Die Elternschaft besitzt nur in der Schweiz eine signifikante Auswirkung auf die Wahrscheinlichkeit, zur Gruppe der Wohneigentumsbesitzer zu gehören. Eine mögliche Erklärung für diese Feststellung könnte darin liegen, dass Kinderlosigkeit in der untersuchten Population ein eher seltenes Phänomen darstellt (*Dorbritz 2005*), was bereits in Tabelle 2 ersichtlich ist. Erwartungsgemäß lassen Haushalte, die in einer dauerhaften Partnerschaft leben, im Vergleich zu Single-Haushalten eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit erkennen, zu der Gruppe der Wohneigentumsbesitzer zu gehören (außer in Österreich und der Tschechischen Republik). In Deutschland und Schweden wirkt sich die Haushaltsgröße positiv auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum aus. Allerdings bestehen bei den Haushaltsgrößen keine nennenswerten Unterschiede zwischen den Ländern.

Beim Migrationsstatus zeigt sich in allen untersuchten Ländern eine negative Auswirkung auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum, wobei dieser Effekt in den nordischen Ländern sowie in Griechenland und Polen nicht signifikant ist. Tendenziell gelten die Ergebnisse aus den USA damit auch für Europa.

Wie zu erwarten war, wirkt sich der Bildungsgrad in allen untersuchten Ländern positiv auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum aus, auch wenn dieser Effekt nicht signifikant ist. Außerdem verdeutlichen unsere Ergebnisse den starken Einfluss der Bildung in Mitteleuropa, was mit den Ergebnissen früherer Studien in Einklang steht. Das Einkommen besitzt einen starken Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum, vor allem in Kontinentaleuropa. Die Kontrollvariable „Verrentungsstatus“ wirkt sich in den meisten Ländern nicht signifikant auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum aus. Das könnte darauf zurückzuführen sein, dass die Entscheidung für den Kauf eines Eigenheims meist vor dem Eintritt in den Ruhestand getroffen wird. Nur in Italien wirkt sich der Ruhestand positiv auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum aus. Schenkungen und Erbschaften üben in allen Ländern einen signifikant positiven Effekt aus. Erwartungsgemäß ist die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von selbst genutztem Wohneigentum in städtischen Gebieten geringer. Insgesamt stimmen die Ergebnisse des logistischen Modells für die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum grundsätzlich mit unseren formulierten Erwartungen überein.

### *Welche sozioökonomischen Faktoren können den Wohneigentumswert vorhersagen?*

Tabelle 4 beinhaltet die Ergebnisse der Regressionsanalysen für den Einfluss sozioökonomischer Haushaltsmerkmale auf den Wert des Wohneigentums. Die Auswirkung des Alters ist in fast allen untersuchten Ländern positiv. Auch hier zeigt der quadrierte Term keinen Einfluss auf unsere abhängige Variable. Wie erwartet, lassen unsere Analysen erkennen, dass Haushaltsgröße und Partnerschaftsstatus den Immobilienwert positiv beeinflussen. Die Haushaltsgröße besitzt in den süd- und osteuropäischen Ländern sowie in Deutschland einen signifikant positiven Effekt. Der Einfluss der Elternschaft ist nur in Italien und der Tschechischen Republik (positiv) signifikant.

Tab. 4: Lineare Regression für log(Immobilienwert)

	Nordeuropa		Kontinentaleuropa							Südeuropa			Osteuropa	
	DK	SE	AT	BE	CH	DE	FR	NL	ES	GR	IT	CZ	PL	
Alter	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)	+	(+)	(+)	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)	
Alter <sup>2</sup>	(0)	(0)	(0)	(0)	0	0	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	
Haushaltsgröße	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	+	(+)	(+)	+	+	(+)	+	+	
Partnerschaft = Ja	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(0)	(+)	+	(+)	(+)	(+)	+	(+)	
Kind(er) = Ja	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	+	+	(+)	
Migrant = Ja	(+)	(+)	-	(-)	(+)	(+)	(+)	(-)	(+)	(+)	(-)	(0)	(-)	
Bildungsabschluss (ISCED)*	+	+	+	+	+	(+)	+	+	+	+	+	+	+	
Nettoäquivalenzeinkommen*	+	+	+	(0)	+	0	0	0	0	0	+	(0)	(+)	
Ruhestand = Ja	(-)	-	(-)	-	(-)	(-)	(+)	-	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	
Schenkung/Erbschaft = Ja	(+)	+	(+)	+	(+)	+	(+)	+	(-)	(+)	(+)	(+)	+	
Städtische Gemeinde = Ja	+	+	(-)	-	(+)	(+)	(+)	-	+	+	+	(-)	(+)	
Konstante	+	(+)	(+)	+	(+)	(+)	+	+	+	+	+	+	(+)	
R <sup>2</sup>	0,18	0,17	0,12	0,14	0,09	0,11	0,11	0,12	0,14	0,19	0,16	0,08	0,11	
N	1.114	1.024	528	1.608	552	932	1.349	1.087	1.153	1.792	1.437	1.130	1.121	

\* Werte auf der Basis von 5 Imputationen

+ positiver Effekt ( $p \leq 0,05$ ), - negativer Effekt ( $p \leq 0,05$ ), (+)/(-) - nicht signifikant

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), Daten nicht gewichtet, eigene Berechnungen

Ein höchst interessantes und gewissermaßen überraschendes Ergebnis ist, dass der Migrationsstatus in allen Ländern außer Österreich keinen signifikanten Effekt auf den Wert des Wohneigentums ausübt. Dies widerspricht den Ergebnissen früherer Studien, die jedoch zum größten Teil in traditionellen Zuwanderungsländern wie den USA und Israel durchgeführt wurden.

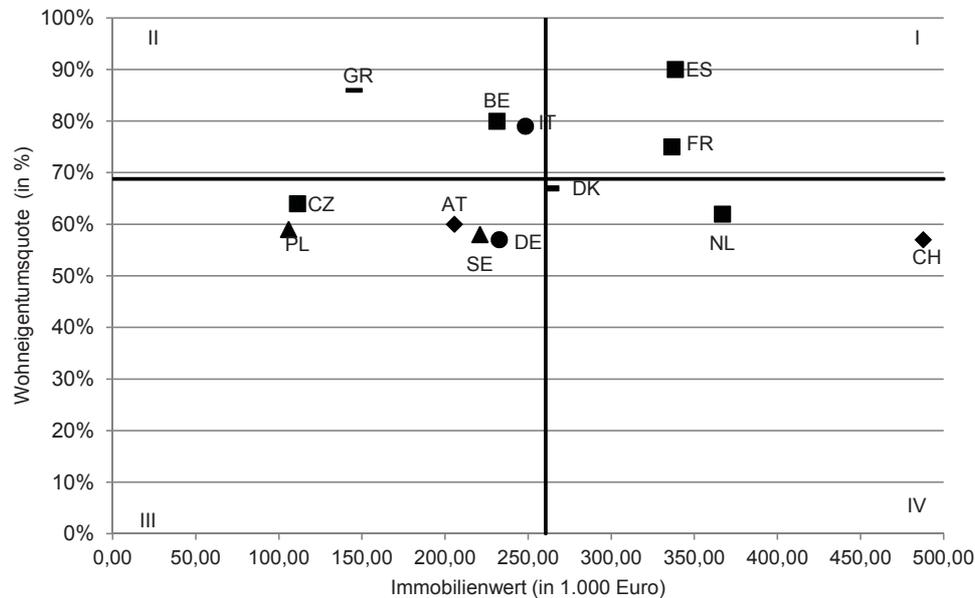
Bildung ist nicht nur für die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum wichtig, sondern auch für den Wert der Wohnimmobilien. Ein höherer Bildungsabschluss (außer in Deutschland) und ein höheres Einkommen bewirken in allen untersuchten Ländern einen signifikanten Anstieg des Wertes des Wohneigentums. Der Verrentungsstatus hat in den meisten Ländern keinen Einfluss auf den Immobilienwert. Schenkungen und Erbschaften tragen zu einem „Anstieg“ des Wertes von Wohnimmobilien bei. Vor allem in Belgien, Deutschland, Polen, den Niederlanden und Schweden üben Erbschaften und Schenkungen einen bedeutenden Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum sowie auf den Wert des Wohneigentums aus.

Wie von uns erwartet, wirkt sich ein städtisches Wohnumfeld positiv auf den Wert von Wohnimmobilien aus, vor allem in Süd- und Nordeuropa. Ein Ergebnis, das eingehender untersucht werden sollte, ist, dass ein städtischer Wohnstandort in Belgien und den Niederlanden einen signifikant negativen Einfluss auf den Wert des Wohneigentums ausübt.

### *Besteht ein Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Wohneigentumswerten?*

Um den Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten auf Länderebene zu untersuchen, haben wir in einem ersten Schritt alle Länder in ein zweidimensionales Koordinatensystem eingetragen (Abb. 4). Das Bild, das sich ergibt, lässt jedoch keine offensichtlichen Zusammenhänge erkennen. Das Koordinatensystem in Abbildung 4 wird durch zwei Linien unterteilt: Die durchschnittliche Wohneigentumsquote für alle Länder (70,3 %) teilt die y-Achse, und der durchschnittliche Wohneigentumswert (€ 260.530) teilt die x-Achse. Es ist zu erkennen, dass die Länder gleichmäßig über alle vier Quadranten verteilt sind. Es gibt ebenso viele Länder, die einen negativen Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten aufweisen (GR, BE, IT, DK, NL, CH), wie Länder, in denen ein positiver Zusammenhang zu erkennen ist (PL, CZ, AT, SE, DE, FR, ES).

Daher werden wir in einem nächsten Schritt eine Mehrebenenregression durchführen, um statistisch zu untersuchen, ob der Landeskontext bei gleichzeitiger Kontrolle für individuelle Merkmale von Eigenheimbesitzern einen gesonderten Einfluss auf den Wert des Wohneigentums ausübt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 dargestellt. Modell 0 (M0) zeigt, dass eine Intraklassen-Korrelation von 0,23 vorliegt, was bedeutet, dass die Haushalte innerhalb der Länder nicht unabhängig voneinander sind. Daher scheint der Mehrebenenansatz angemessen zu sein. Die Varianz auf Ebene der Länder liegt bei 0,23; die Varianz auf Ebene der Haushalte liegt bei 0,77. Wenn wir die Wohneigentumsquote in das Modell (M1) einführen, zeigt sich, dass

**Abb. 4:** Wohneigentumsquoten und Immobilienwerte

Werte in Tsd. Euro, ppp-bereinigt, auf der Basis von 5 Imputationen

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), gewichtete Daten, eigene Berechnungen

diese einen negativen, aber nicht signifikanten<sup>20</sup> Effekt auf die individuellen Immobilienwerte besitzt. Die Varianz zwischen den Ländern unterscheidet sich zwischen M0 und M1 nicht. In Modell 2 führen wir darüber hinaus die Länder-Cluster ein. Wir können sehen, dass ein Großteil der Varianz zwischen den Ländern auf diese zurückzuführen ist. Bei den nord- und osteuropäischen Ländern zeigen sich im Vergleich zu den kontinentaleuropäischen Ländern signifikant niedrigere durchschnittliche Immobilienwerte. Schließlich berücksichtigen wir in Modell 3 unsere Faktoren auf Haushaltsebene (die demografischen und sozioökonomischen Haushaltsmerkmale). Daraus lässt sich ein weiterer Teil der Varianz zwischen den Haushalten erklären. Alles in allem weisen die Wohneigentumsquoten und Immobilienwerte einen negativen Zusammenhang auf, auch wenn man für die sozioökonomischen Merkmale der Eigenheimbesitzer kontrolliert. Während die Wohneigentumsquote allein keinen Beitrag zur Erklärung der Unterschiede bei den Immobilienwerten leisten kann, tragen die sozioökonomischen Merkmale der Eigenheimbesitzer einen großen Teil zur Erklärung bei, wie in beträchtlichem Umfang auch der wohlfahrtsstaatliche Kontext.

<sup>20</sup> Die geringe Anzahl der Fälle und die daraus resultierende niedrige Anzahl der Freiheitsgrade auf Kontextebene (Länder) könnte eine Erklärung dafür sein, dass dieser Effekt statistisch nicht signifikant wird.

**Tab. 5:** Mehrebenenregression für log(Immobilienwert) mit Haushalten (Level 1) in Landes-Clustern (Level 2), robuste Standardfehler

	M0	M1	M2	M3
Konstante	5,07	5,18	5,53	3,49
<i>Level 1-Variablen</i>				
Alter				+
Alter <sup>2</sup>				0
Haushaltsgröße				+
Partnerschaft = Ja				+
Kind(er) = Ja				+
Migrant = Ja				(+)
Bildungsabschluss (ISCED)*				+
Nettoäquivalenzeinkommen*				+
Ruhestand = Ja				(-)
Schenkung/Erbschaft = Ja				+
Städtische Gemeinde = Ja				+
<i>Level 2-Variablen</i>				
Wohneigentumsquote		(-)	(-)	(+)
Kontinentaleuropa			Ref.	Ref.
Nordeuropa			-	-
Südeuropa			(-)	(-)
Osteuropa			-	-
N (Level 1)	14.827	14.827	14.827	14.827
N (Level 2)	13	13	13	13
ICC	0,23	0,23	0,07	0,21
<i>Varianzkomponenten</i>				
Varianz zwischen den Haushalten	0,77	0,77	0,77	0,70
Varianz zwischen den Ländern	0,23	0,23	0,05	0,20

\* Werte auf der Basis von 5 Imputationen

+ positiver Effekt ( $p \leq 0,05$ ), - negativer Effekt ( $p \leq 0,05$ ), (+)/(-) - nicht signifikant

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), Daten nicht gewichtet, eigene Berechnungen

In unserem theoretischen Teil haben wir wie folgt argumentiert: Sollten wir einen negativen Zusammenhang zwischen den Wohneigentumsquoten und den Wohneigentumswerten feststellen, könnte eine mögliche Erklärung darin liegen, dass die Eigenheimbesitzer in Ländern mit niedrigen Wohneigentumsquoten (wie der Schweiz, Deutschland und Schweden) im Vergleich zur allgemeinen Bevölkerung eine selektive Gruppe darstellen, während in Ländern mit einer hohen Wohneigentumsquote (wie etwa Belgien, Griechenland und Spanien) der umgekehrte

Fall zutrifft. Um die Validität dieses Arguments zu prüfen, haben wir einen Selektionstest nach *Heckman* (*Heckman* 1979) durchgeführt. Die detaillierten Ergebnisse dieser Analyse werden von den Autoren auf Anfrage zur Verfügung gestellt. Wir haben festgestellt, dass sich die Gruppe der Eigenheimbesitzer in sieben Ländern in ihrer Zusammensetzung signifikant von der Gesamtbevölkerung unterscheidet (unter Einbeziehung von Eigenheimbesitzern, Menschen ohne Wohneigentum und Besitzern von Wohnimmobilien, die vermietet werden); in vier von diesen Ländern – Dänemark, Deutschland, Schweden und Polen – sind die Wohneigentumsquoten vergleichsweise niedrig, in drei davon – Belgien, Griechenland und Spanien – vergleichsweise hoch. Alles in allem scheint die Zusammensetzung der Gruppe der Eigenheimbesitzer keine Erklärungskraft für den negativen, aber nicht signifikanten Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten zu besitzen. Zusammenfassend ist festzuhalten, dass der Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten alles andere als eindeutig ist.

## 5 Schlussfolgerung und Diskussion

In Zeiten der demografischen Alterung und der weniger großzügigen staatlichen Renten wird privates Vermögen und Wohneigentum als wichtiger Teil davon wahrscheinlich immer wichtiger für den finanziellen Wohlstand der älteren Bevölkerung. Bei der Beurteilung der sozioökonomischen Stellung von Haushalten ist es daher wichtig, nicht nur das Einkommen, sondern auch das vorhandene Vermögen zu berücksichtigen (*Modigliani/Brumberg* 1954).

Frühere international vergleichende Studien haben den Schwerpunkt auf die länderübergreifende Verteilung von Wohneigentum gelegt, während dessen finanzieller Wert vernachlässigt wurde. Der Wert von Wohneigentum bestimmt jedoch in signifikantem Ausmaß die Vermögenslage von Haushalten und somit auch die Muster der sozialen Ungleichheit. Daher haben wir betont, dass es wichtig ist, über den Ansatz einer ausschließlichen Betrachtung des Zugangs zu Wohneigentum hinauszugehen, indem auch der Wert des Wohneigentums analysiert wird, da wir davon ausgehen, dass Ungleichheit beim Wohneigentum ein zweidimensionales Phänomen darstellt. Unsere Analysen konnten in der Tat zeigen, dass der Einfluss von sozioökonomischen Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum einerseits und den Wert des Wohneigentums andererseits innerhalb eines Landes höchst unterschiedlich ausfallen kann. Beispielsweise besitzen sowohl der Bildungsgrad als auch das Einkommen in den meisten Ländern eine signifikante Auswirkung auf beide Dimensionen, wohingegen der Einfluss familienbezogener Merkmale variiert: Das Vorhandensein eines Partners ist eine besonders wichtige Voraussetzung für den Besitz von Wohneigentum, während sich die Haushaltsgröße hauptsächlich auf den Wert des Wohneigentums auswirkt. Besonders überraschend sind die Ergebnisse zum Migrationsstatus: Die größte Hürde für Migranten scheint der Zugang zu Wohneigentum zu sein. Wenn erst einmal Wohneigentum vorhanden ist, konnte in Bezug auf dessen Wert kein Unterschied zwischen Migranten und der Gesamtbevölkerung festgestellt werden. Daher wirkt sich der Migrati-

onsstatus bei den älteren Europäern, anders als in den USA und Israel, nur auf die erste Dimension der Ungleichheit beim Wohneigentum aus.

Im zweiten Teil unserer Arbeit lag unser Augenmerk auf dem Zusammenhang zwischen diesen beiden Dimensionen der sozialen Ungleichheit beim Wohneigentum. In unseren theoretischen Überlegungen konnten wir Argumente für beide Fälle finden: sowohl für einen negativen als auch für einen positiven Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Immobilienwerten. Während unsere deskriptive Analyse keinen eindeutigen Zusammenhang zwischen diesen beiden Dimensionen erkennen ließ, verwiesen die Ergebnisse der Mehrebenenregression auf einen negativen, wenngleich statistisch nicht signifikanten Zusammenhang zwischen Wohneigentumsquoten und Wohneigentumswerten. Wir vermuteten die sozioökonomische Zusammensetzung der Eigenheimbesitzer als mögliche Ursache für diesen negativen Zusammenhang. Unsere weiteren Untersuchungen haben diese Annahme jedoch nicht bestätigt.

Neben dem Einfluss sozioökonomischer Haushaltsmerkmale spielen auch viele weitere Faktoren, etwa die allgemeine demografische und wirtschaftliche Situation oder kulturelle Einstellungen bzw. Verhaltensmuster in Bezug auf Wohneigentum, eine wichtige Rolle bei der Analyse der Wohneigentumssituation eines Landes. Wegen der Vielseitigkeit und Komplexität der rechtlichen Rahmenbedingungen in den einzelnen Ländern wäre die Berücksichtigung dieser Faktoren über den Rahmen dieses Beitrags hinausgegangen. Insbesondere für Länder wie Spanien und Frankreich, deren Immobilienmärkte 2008 von der Finanzkrise getroffen wurden (*Ball* 2010), wäre eine weitere Betrachtung des Wohneigentumswertes vor und nach der Finanzkrise interessant. Eine Einschränkung unserer Studie bestand darin, dass uns keine retrospektiven Daten über die sozioökonomischen Haushaltsmerkmale zum Zeitpunkt des Übergangs zum Wohneigentum zur Verfügung standen. Um Entwicklungen nachzuvollziehen und komplexe Prozesse des Immobilienerwerbs zu analysieren, müssten retrospektive Längsschnittdaten zur Verfügung stehen (*Kurz/Blossfeld* 2004). Eine von *Davidov* und *Weick* (2011) auf der Grundlage von Längsschnittdaten für Westdeutschland durchgeführte Studie bestätigt allerdings unsere zentralen Ergebnisse in Bezug auf den Einfluss von sozioökonomischen Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum.

Angesichts der Auswirkungen des Länderkontextes auf Wohneigentumsquote und -wert, wäre es notwendig, unsere Analysen mit einer größeren Anzahl von Ländern und mit Längsschnittdaten zu wiederholen. Dies wäre ein robusterer Ansatz zur Untersuchung kausaler Zusammenhänge. Aktuell sind jedoch keine Datensätze verfügbar, die diese Kriterien erfüllen. Wir überlassen diese Aufgabe der zukünftigen Forschung. Zusammenfassend halten wir fest, dass unser Artikel trotz einiger Einschränkungen einen innovativen Ansatz einer international vergleichenden, zweidimensionalen Analyse von Wohneigentumsungleichheit darstellt.

## Danksagung

Wir danken der Deutsch-Israelischen Stiftung für wissenschaftliche Forschung und Entwicklung (German-Israeli Foundation for Scientific Research and Development, G.I.F) für die finanzielle Unterstützung.

## Literatur

- Angelini, Viola; Brugiavini, Agar; Weber, Guglielmo* 2009: Ageing and unused capacity in Europe: is there an early retirement trap? In: *Economic Policy* 59: 463-508 [doi: 10.1111/j.1468-0327.2009.00227.x].
- Artle, Roland; Varaiya, Pravin* 1978: Life cycle consumption and ownership. In: *Journal of Economic Theory* 18: 35-58.
- Attanasio, Orazio; Leicester, Andrew; Wakefield, Matthew* 2011: Do house prices drive consumption growth? The coincident cycles of house prices and consumption in the UK. In: *Journal of the European Economic Association* 9: 399-435 [doi: 10.1111/j.1542-4774.2011.01021.x].
- Augustin, Baudelaire; Sanga, Dimitri* 2002: Income and wealth. In: *Perspectives*: 15-19.
- Ball, Michael* 2010: European housing review. Europäischer Wohnungsbericht. Zusammenfassung. Brüssel.
- Bell, Bethany A.; Ferron, John M.; Kromrey, Jeffrey D.* 2008: Cluster size in multilevel models: The impact of small level-1 units on point and interval estimates in two level models. *Proceedings of the American Statistical Association, Social Statistics Section [CD-ROM]*, Alexandria, VA: American Statistical Association.
- Besley, Timothy; Mueller, Hannes* 2012: Estimating the peace dividend: The impact of violence on house prices in Northern Ireland. In: *The American Economic Association* 102,2: 810-833 [doi: 10.1257/aer.102.2.810].
- Blau, Peter M.; Duncan, Otis Dudley* 1967: *The American occupational structure*. New York: Wiley.
- Börsch-Supan, Axel; Heiss, Florian; Ludwig, Alexander; Winter, Joachim* 2003: Pension Reform, Capital Markets, and the Rate of Return. In: *German Economic Review* 4,2: 151-181 [doi: 10.1111/1468-0475.00077].
- Börsch-Supan, Axel; Alcser, Kirsten H.; Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (Hrsg.)* 2005: *Health, ageing and retirement in Europe: First results from the survey of health, ageing and retirement in Europe*. Mannheim: MEA .
- Bourdieu, Pierre* 1998: *Der Einzige und sein Eigenheim*. Hamburg: VSA-Verlag.
- Brandolini, Andrea; Cannari, Luigi; D'Alessio, Giovanni; Faiella, Ivan* 2004: Household wealth distribution in Italy in the 1990s. *Temi di discussione (Economic working papers)* 530, Bank of Italy, Economic Research Department.
- Buchholz, Sandra* 2008: *Die Flexibilisierung des Erwerbsverlaufs. Eine Analyse von Einstiegs- und Ausstiegsprozessen in Ost- und Westdeutschland*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Castles, Francis G.* 1998: The really big trade-odd: home-ownership and the welfare state in the new world and the old. In: *Acta Politica* 33,1: 5-19.
- Charles, Kerwin Kofi; Hurst, Erik* 2002: The transition to home ownership and the black-white wealth gap. In: *The Review of Economics and Statistics* 84,2: 281-297 [doi: 10.1162/003465302317411532].

- Chiteji, Ngina S.; Stafford, Frank P.* 1999: Portfolio choices of parents and their children as young adults: Asset accumulation by African-American families. In: *American Economic Review* 89,2: 377-380.
- Chiuri, Maria Concetta; Jappelli, Tullio* 2010: Do the elderly reduce housing equity? An international comparison. In: *Journal of Population Economics* 23: 643–663 [doi: 10.1007/s00148-008-0217-4].
- Christelis, Dimitris* 2011: Imputation of missing data in waves 1 and 2 of SHARE. [[http://www.share-project.org/t3/share/fileadmin/pdf\\_documentation/Imputation\\_of\\_Missing\\_Data\\_in\\_Waves\\_1\\_and\\_2\\_of\\_SHARE.pdf](http://www.share-project.org/t3/share/fileadmin/pdf_documentation/Imputation_of_Missing_Data_in_Waves_1_and_2_of_SHARE.pdf), 21.08.2011].
- Conley, Dalton* 2003: *Wealth and poverty in America: A Reader*. Malden, MA: Blackwell.
- Constant, Amelie; Roberts, Rowan; Zimmermann, Klaus F.* 2007: Ethnic identity and immigrant home ownership. CEPR Discussion Papers, No.6490, Centre for Economic Policy Research, London.
- Davidov, Eldad; Weick, Stefan* 2011: Transition to home ownership among immigrant groups and natives in West Germany, 1984-2008. In: *Journal of Immigrant & Refugee Studies* 9,4: 393-415 [doi: 10.1080/15562948.2011.616807].
- DeWilde, Caroline; Raeymaeckers, Peter* 2008: The trade-off between home-ownership and pensions: individual and institutional determinants of old-age poverty. In: *Ageing & Society* 28: 805-830 [doi: 10.1017/S0144686X08007277].
- Dorbritz, Jürgen* 2005: Kinderlosigkeit in Deutschland und Europa – Daten, Trends und Einstellungen. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 30,4: 359-408.
- Elsinga, Marja; De Decker, Pascal; Teller, Nóra; Toussaint, Janneke* 2007: Home ownership beyond asset and security perceptions of housing related security and insecurity in eight European countries. Amsterdam: Housing and Urban Policy Studies.
- Esping-Andersen, Gøsta* 1990: *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Euroconstruct/ifo* 2009: Wohneigentum in Europa. [<http://de.statista.com/statistik/daten/studie/155734/umfrage/wohneigentumsquoten-in-europa>, 20.01.2011].
- Eurostat* 2010: Erwerbstätigenquote in der EU27 fiel auf 64,6% im Jahr 2009. Pressemitteilung. 117/2010 – 4. August 2010.
- Faller, Bernhard; Braun, Reiner; Hey, Timo; Pfeiffer, Ullrich* 2001: Hemmnisse der Wohneigentumsbildung. Forschungsbericht im Auftrag des Bundesamts für Bauwesen und Raumordnung. Bonn.
- Frey, William H.* 2011: The Uneven Aging and ‘Younging’ of America: State and Metropolitan Trends in the 2010 Census. In: Brookings: State of Metropolitan Area Series 32.
- Grabka, Markus M.; Frick, Joachim R.* 2007: Wealth inequality on the rise in Germany. In: DIW Berlin Weekly Report 5,10: 62-73.
- Häußermann, Hartmut; Petrowsky, Werner* 1990: Lebenszyklus, Arbeitslosigkeit und Hauseigentum. In: *Bertls, Lothar; Herlyn, Ulfert* (Hrsg.): *Lebenslauf und Raumerfahrung*. Opladen: Leske + Budrich: 103-122.
- Häußermann, Hartmut; Siebel, Walter* 2000: *Soziologie des Wohnens*. 2nd ed. Weinheim/München: Juventa Verlag.
- Heckman, James* 1979: Sample selection bias as a specification error. In: *Econometrica* 47,1: 153-161.
- Horton, Hayward Derrick; Thomas, Melvin E.* 1998: Race, class, and the family structure: Differences in housing values for black and white homeowners. In: *Sociological Inquiry* 68,1: 114-136.

- Hox, Joop J.* 2010: Multilevel analysis: Techniques and applications, Second Edition. Hove, East Sussex: Routledge.
- Kemeny, Jim* 1981: The myth of home ownership. London: Routledge.
- Krivo, Lauren J.; Kaufman, Robert L.* 2004: Housing and wealth inequality: racial-ethnic differences in home equity in the United States. In: *Demography* 41,3: 585-605 [doi: 10.1353/dem.2004.0023].
- Kurz, Karin; Blossfeld, Hans-Peter* 2004: Home ownership and social inequality in comparative perspective. Stanford, Calif.: Stanford University Press.
- LBS Research* 2004: Wohnungsmarkt. 57 Prozent der Mieter streben Wohneigentum an [http://www.lbs.de/bw/presse/infodienste/wohnungsmarkt/mieter, 24.11.2010].
- Lefebure, Stijn; Mangelier, Joris; Van den Bosch, Karel* 2006: Elderly prosperity and home ownership in the European Union: New evidence from the SHARE data, paper to the 29th general conference of the international association for research in income and wealth. Joensuu, Finland.
- Lewin-Epstein, Noah; Semyonov, Moshe* 2000: Migration, ethnicity and inequality in home ownership. In: *Social Problems* 47,3: 425-444.
- Lewin-Epstein, Noah; Elmelech, Yuval; Semyonov, Moshe* 1997: Ethnic inequality in home ownership and the value of housing: The case of immigrants in Israel. In: *Social Forces* 75,4: 1439-1462.
- Li Mingche M.; Brown, H. James* 1980: Micro-neighborhood externalities and hedonic housing prices. In: *Land Economics* 56,2: 125-141.
- Long, J. Scott* 1997: Regression models for categorical and limited dependent variables. Advanced quantitative techniques in the social sciences number 7. Sage Publications: Thousand Oaks, CA.
- Maas, Cora J. M.; Hox, Joop J.* 2005: Sufficient sample sizes for multilevel modeling. In: *Methodology* 1,3: 86-92 [doi: 10.1027/1614-2241.1.3.86].
- Mannheim Research Institute for Economics of Aging* 2010: Share – guide to release 2.5.0: Waves 1 & 2. [http://www.share-project.org/t3/share/fileadmin/pdf\_documentation/SHARE\_release\_guide.pdf, 06.01.2012].
- Modigliani, Franco; Brumberg, Richard* 1954: Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In: *Kurihara, Kenneth K.* (Hrsg.): Post-Keynesian economics. London: Routledge: 383-436.
- Mulder, Clara H.* 2006: Home-ownership and family formation. In: *Journal of Housing and the Built Environment* 21: 281-298 [doi: 10.1007/s10901-006-9050-9].
- Mulder, Clara H.; Wagner, Michael* 1998: First-time home-ownership in the family life course: A West German-Dutch comparison. In: *Urban Studies* 35,4: 687-713.
- Müller, Walter; Shavit, Yossi* 1998: Bildung und Beruf im institutionellen Kontext – Eine vergleichende Studie in 13 Ländern. In: *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 4: 501-533.
- Myers, Samuel L.; Chung, Chanjin* 1996: Racial differences in home ownership and home equity among preretirement-aged households. In: *The Gerontologist* 36,3: 350-360.
- Paccagnella, Omar; Weber, Guglielmo* 2005: Income imputation. In: *Börsch-Supan, Axel et al.* (Hrsg.): Health, ageing and retirement in Europe. First results from the survey of health, ageing and retirement in Europe. Mannheim: MEA: 357-358.
- Parcel, Toby L.* 1982: Wealth accumulation of black and white men: The case of housing equity. In: *Social Problems* 30,2: 199-211.

- Poggio, Teresio* 2006: Different patterns of home ownership in Europe. Workshop Home ownership in Europe: Policy and research issues: Delft, The Netherlands.
- Rabe-Hesketh, Sophia; Skrondal, Anders* 2008: Multilevel and longitudinal modeling using Stata, Second Edition. College Station, Texas: Stata Press.
- Riphahn, Regina T.; Serfling, Oliver* 2005: Item non-response on income and wealth questions. In: *Empirical Economics* 30,2: 521-538 [doi: 10.1007/s00181-005-0247-7].
- Rohwer, Götz* 2012: Statistical Methods in sociological research of education. University of Bamberg [<http://www.stat.rub.de/papers/dsre.pdf>, 15.03.2012].
- Rubin, Donald B.* 1987: Multiple imputation for nonresponse in surveys. New York: Wiley.
- Skopek, Nora; Kolb, Kathrin; Buchholz, Sandra; Blossfeld, Hans-Peter* 2012: Einkommensreich – vermögensarm? Die Zusammensetzung von Vermögen und die Bedeutung einzelner Vermögenskomponenten im europäischen Vergleich. In: *Berliner Journal für Soziologie* 22,2: 163-187 [doi: 10.1007/s11609-012-0185-0].
- Scanlon, Kathleen; Whitehead, Christine* 2004: International trends in housing tenure and mortgage finance. London: CML.
- Sierminska, Eva; Brandolini, Andrea; Smeeding, Timothy M.* 2007: Cross-national comparison of income and wealth status in retirement: First results from the Luxembourg Wealth Study (LWS). Chestnut Hill, MA: Center for Retirement Research at Boston College.
- Spilerman, Seymour* 2000: Wealth and Stratification Process. *Annual Review of Sociology* 26, 497-524.
- Swiaczny, Frank; Graze, Philip; Schlömer, Claus* 2012: Spatial impacts of demographic change in Germany. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 33,2: 181-205 [doi: 10.1007/s12523-009-0009-2].
- Szydlík, Marc; Schupp, Jürgen* 2004: Wer erbt mehr? Erbschaften, Sozialstruktur und Alterssicherung. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56,4: 609-629 [doi: 10.1007/s11577-004-0106-0].
- Tatsiramos, Konstantinos* 2006: Residential mobility and housing adjustment of older households in Europe. IZA Discussion Paper Series, No. 2435.
- Tobin, James* 1958: Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. In: *Econometrica* 26,1: 24–36.
- Venti, Steven F.; Wise, David A.* 1989: Aging, moving, and housing wealth. In: *Wise, David A.* (Hrsg.): *The economics of aging*. Chicago: University of Chicago Press: 9-54.
- Venti, Steven F.; Wise, David A.* 2000: Aging and housing equity. NBER Working Paper Series, No. 7882, Cambridge.
- Wagner, Michael; Mulder, Clara H.* 2000: Wohneigentum im Lebenslauf. Kohortendynamik, Familiengründung und sozioökonomische Ressourcen. In: *Zeitschrift für Soziologie* 29,1: 44-59.
- Wolff, Edward N.; Zacharias, Ajit; Caner, Asena* 2005: Household wealth, public consumption and economic well-being in the United States. In: *Cambridge Journal of Economics* 29: 1073-1090 [doi: 10.2139/ssrn.447101].

---

*Übersetzung des Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, nur zur Information. Der begutachtete und von den Autoren autorisierte englische Originalbeitrag ist unter dem Titel „The two dimensions of housing inequality in Europe – Are high home ownership rates an indicator of low housing values?“, DOI 10.12765/CPoS-2013-22en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2013-22en0, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.*

*Eingegangen am: 18.01.2012*

*Angenommen am: 17.10.2012*

Dr. Kathrin Kolb (✉), Nora Skopek, Prof. Dr. Hans-Peter Blossfeld, Otto-Friedrich-Universität Bamberg, Lehrstuhl für Soziologie I, Bamberg, Deutschland.  
E-Mail: [kathrin.kolb@uni-bamberg.de](mailto:kathrin.kolb@uni-bamberg.de), [nora.skopek@uni-bamberg.de](mailto:nora.skopek@uni-bamberg.de),  
[hans-peter.blossfeld@uni-bamberg.de](mailto:hans-peter.blossfeld@uni-bamberg.de)

URL: <http://www.uni-bamberg.de>

## Anhang

Tab. A1: Logistische Regression (mit robusten Standardfehlern) für die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Wohneigentum

	Nordeuropa				Kontinentaleuropa				
	DK	SE	AT	BE	CH	DE	FR	NL	
Alter	0,05	0,15	-0,03	-0,03	0,26**	0,19*	0,05	-0,07	
Alter <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00**	0,00*	0,00	0,00	
Haushaltsgröße	0,22	0,28*	0,26	0,09	0,21	0,26*	-0,21*	0,00	
Partnerschaft = Ja	1,20***	1,16***	0,22	1,28***	0,71***	0,56**	1,31***	1,08***	
Kind(er) = Ja	-0,28	0,11	-0,07	-0,24	0,42*	-0,17	-0,01	0,19	
Migrant = Ja	-0,52	-0,34	-0,57*	-0,49**	-0,61**	-0,54***	-0,59***	-0,90***	
Bildungsabschluss (ISCED)	0,20***	0,04	0,21**	0,16***	0,19**	0,19**	0,21***	0,45***	
Nettoäquivalenzeinkommen	0,02	0,01	0,02**	0,01	0,01*	0,02*	0,01**	0,01	
Ruhestand = Ja	0,24	-0,07	-0,01	0,02	-0,06	-0,21	0,21	-0,19	
Schenkung/Erbschaft = Ja	0,61***	0,24*	0,76***	0,80***	0,65***	0,92***	0,83***	1,00***	
Städtische Gemeinde = Ja	-1,12***	-1,69***	-1,50***	-0,86***	-1,36***	-0,96***	-0,79***	-0,67***	
Konstante	-1,97	-4,72	1,53	1,12	-9,98**	-7,96**	-1,80	2,12	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,21	0,19	0,15	0,15	0,18	0,13	0,15	0,20	
Wald Chi <sup>2</sup>	308,44	327,07	138,40	248,68	188,24	202,56	233,59	313,23	
N	1.663	1.725	897	2.022	967	1.550	1.844	1.710	

Tab. A1: Fortsetzung

	Südeuropa			Osteuropa		
	ES	GR	IT	CZ	PL	
Alter	0,19*	0,01	0,17*	0,25**	0,13	
Alter <sup>2</sup>	0,00*	0,00	0,00	0,00**	0,00	
Haushaltsgröße	-0,14	-0,15	0,09	0,06	-0,04	
Partnerschaft = Ja	1,40***	0,76***	0,83***	0,45***	0,66***	
Kind(er) = Ja	0,55	-0,02	0,05	0,00	-0,07	
Migrant = Ja	-1,76***	-0,57	-0,78*	-0,67**	-0,51	
Bildungsabschluss (ISCED)	0,05	0,06	0,33***	0,01	0,14**	
Nettoäquivalenzeinkommen	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	
Ruhestand = Ja	0,01	0,25	0,49**	-0,29	0,24	
Schenkung/Erbschaft = Ja	0,68*	0,64***	0,67***	0,54***	0,95***	
Städtische Gemeinde = Ja	-0,44*	-0,45**	-0,89***	-0,57***	-0,90***	
Konstante	-5,24	2,78	-6,48*	-7,37**	-4,10	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,12	0,05	0,10	0,05	0,07	
Wald Chi <sup>2</sup>	94,74	77,36	162,58	104,07	119,36	
N	1.279	2.083	1.786	1.722	1.697	

Alle Analysen auf der Basis von 5 Imputationen

\*  $p \leq 0,05$ , \*\*  $p \leq 0,01$ , \*\*\*  $p \leq 0,001$ ,  $N = 20.945$

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), Daten nicht gewichtet, eigene Berechnungen

Tab. A2: Lineare Regression (mit robusten Standardfehlern) für log(Immobilienwert)

	Nordeuropa					Kontinentaleuropa				
	DK	SE	AT	BE	CH	DE	FR	NL		
Alter	-0,01	0,10	0,09	0,03	0,09	0,16***	0,04	0,07		
Alter <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00***	0,00	0,00		
Haushaltsgröße	0,09	0,07	0,02	0,01	0,05	0,10***	0,07	0,01		
Partnerschaft = Ja	0,15*	0,10	0,04	0,18***	0,07	0,00	0,05	0,25***		
Kind(er) = Ja	-0,10	0,02	0,09	0,07	0,12	-0,04	0,07	-0,07		
Migrant = Ja	0,10	0,06	-0,26*	-0,04	0,05	0,02	0,09	-0,05		
Bildungsabschluss (ISCED)	0,14***	0,14***	0,13***	0,10***	0,07*	0,06	0,10***	0,07***		
Nettoäquivalenzeinkommen	0,01***	0,01*	0,01***	0,00	0,00**	0,00**	0,00**	0,00*		
Ruhestand = Ja	-0,02	-0,17*	-0,08	-0,10**	-0,05	-0,04	0,08	-0,11*		
Schenkung/Erbschaft = Ja	0,01	0,22**	0,00	0,13***	0,10	0,26***	0,09	0,10*		
Städtische Gemeinde = Ja	0,21***	0,33***	-0,10	-0,09**	0,13	0,03	0,04	-0,17***		
Konstante	4,43***	0,39	1,52	3,71***	2,38	-0,55	3,36*	2,90***		
R <sup>2</sup>	0,15	0,13	0,12	0,14	0,09	0,09	0,09	0,07		
N	1.114	1.024	528	1.608	552	932	1.349	1.087		

Tab. A2: Fortsetzung

	Südeuropa			Osteuropa	
	ES	GR	IT	CZ	PL
Alter	-0,04	0,02	0,02	0,01	0,02
Alter <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Haushaltsgröße	0,07*	0,11***	0,04	0,05*	0,08***
Partnerschaft = Ja	0,04	0,01	-0,06	0,19**	0,13
Kind(er) = Ja	0,03	-0,01	0,20**	0,24**	0,19
Migrant = Ja	0,18	0,17	-0,15	0,00	-0,04
Bildungsabschluss (ISCED)	0,11***	0,12***	0,13**	0,10**	0,13***
Nettoäquivalenzeinkommen	0,00**	0,00***	0,01***	0,00	0,01
Ruhestand = Ja	-0,02	0,02	0,09	-0,02	-0,06
Schenkung/Erbschaft = Ja	-0,08	0,05	0,06	0,07	0,22**
Städtische Gemeinde = Ja	0,39***	0,23***	0,28***	-0,07	0,04
Konstante	6,18***	3,59***	4,05**	3,59**	2,43
R <sup>2</sup>	0,08	0,19	0,07	0,08	0,11
N	1.153	1.792	1.437	1.130	1.121

Alle Analysen auf der Basis von 5 Imputationen

\*  $p \leq 0,05$ , \*\*  $p \leq 0,01$ , \*\*\*  $p \leq 0,001$ , N = 20.945

Quelle: SHARE-Welle 2 (Release 2.5.0), Daten nicht gewichtet, eigene Berechnungen

**Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft**

*www.comparativepopulationstudies.de*

ISSN: 1869-8980 (Print) – 1869-8999 (Internet)

**Published by / Herausgegeben von**

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research  
D-65180 Wiesbaden / Germany

**Managing Editor /**

**Verantwortlicher Redakteur**

Frank Swiaczny

**Assistant Managing Editor /**

**Stellvertretende Redakteurin**

Katrin Schiefer

**Language & Copy Editor (English) /**

**Lektorat & Übersetzungen (englisch)**

Amelie Franke

**Copy Editor (German) /**

**Lektorat (deutsch)**

Dr. Evelyn Grünheid

**Layout / Satz**

Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: [cpos@bib.bund.de](mailto:cpos@bib.bund.de)

**Scientific Advisory Board /**

**Wissenschaftlicher Beirat**

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)

Paul Gans (Mannheim)

Johannes Huinink (Bremen)

Marc Luy (Wien)

Clara H. Mulder (Groningen)

Notburga Ott (Bochum)

Peter Preisendörfer (Mainz)

**Board of Reviewers / Gutachterbeirat**

Martin Abraham (Erlangen)

Laura Bernardi (Lausanne)

Hansjörg Bucher (Bonn)

Claudia Diehl (Konstanz)

Andreas Diekmann (Zürich)

Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)

Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)

E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)

Beat Fux (Zürich)

Joshua Goldstein (Rostock)

Karsten Hank (Köln)

Sonja Haug (Regensburg)

Franz-Josef Kemper (Berlin) †

Michaela Kreyenfeld (Rostock)

Aart C. Liefbroer (Den Haag)

Kurt Lüscher (Konstanz)

Dimiter Philipov (Wien)

Tomáš Sobotka (Wien)

Heike Trappe (Rostock)