



Internationale Büroimmobilien-Investoren: Preisprämien aufgrund von Selektionsverzerrungen?

Martin Jurkovic · Dirk Schiereck

Eingegangen: 16. Oktober 2021 / Überarbeitet: 19. Juni 2022 / Angenommen: 3. Juli 2022 / Online
publiziert: 19. Juli 2022
© Der/die Autor(en) 2022

Zusammenfassung Oftmals wird betont, dass in der Immobilienwirtschaft nationales Wissen von hoher Bedeutung ist und sich auch in Transaktionspreisen niederschlägt. Für eine deutsche Stichprobe mit Daten zu knapp 2400 gewerblichen Immobilientransaktionen von Büroimmobilien in den sieben A-Lagen werden sowohl Auswirkungen auf Kauf- als auch auf Verkaufspreise analysiert. Unter Verwendung von Propensity Scores wird aufgezeigt, dass internationale Investoren im Vergleich zu ähnlichen Immobilien, die von nationalen Investoren gekauft und verkauft werden, mit einem signifikanten Abschlag von ca. 14,7 % verkaufen, während ein signifikanter Preisaufschlag internationaler Käufer nur dann realisiert wird, wenn auf der Verkäuferseite ein nationaler Investor vertreten ist. Dabei beträgt das gezahlte Premium ca. 13,1 %. Internationale Käufer erzielen damit niedrigere Preise, wenn auf der Verkaufsseite ein nationaler Investor vertreten ist.

Schlüsselwörter Immobilientransaktionen · Internationale Investoren · Propensity Score-Matching · Selektionsverzerrung

Martin Jurkovic · Dirk Schiereck (✉)
Fachgebiet Unternehmensfinanzierung, Technische Universität Darmstadt,
Hochschulstraße 1, 64289 Darmstadt, Deutschland
E-Mail: dirk.schiereck@tu-darmstadt.de

Martin Jurkovic
E-Mail: martin.jurkovic@stud.tu-darmstadt.de

Dirk Schiereck
Real Estate Management Institute der EBS, Wiesbaden, Deutschland

International office investors: price premiums due to “selection bias”?

Abstract It is often emphasized that local knowledge is of great importance in the real estate industry and is also reflected in transaction prices. For a German sample with data on almost 2400 commercial real estate transactions of office properties in the seven A-locations, effects on both purchase and sales prices are analyzed. Using propensity scores, it is shown that non-local investors sell at a significant discount of approx. 14.7% compared to similar properties bought and sold by local investors, while a significant price premium of non-local buyers is only realized if a local investor is represented on the seller side. In this case, the premium paid is approx. 13.1%. Non-local buyers thus achieve lower prices if a local investor is represented on the selling side.

Keywords Real estate transactions · Non-local investors · Propensity score matching · Selection bias

1 Einleitung

Internationale Investoren im Immobilienbereich sehen sich vielfach mit einem Kompromiss zwischen Diversifizierungsvorteilen und Informationsnachteilen konfrontiert (Eichholtz et al. 2001), der in der finanzwirtschaftlichen Literatur bei Aktienanlagen (Bradshaw et al. 2004; Diyarbakirlioglu 2011; Tesar und Werner 1995), Anleiheninvestments (Fidora et al. 2007; Solnik und Zuo 2016; Tse 1999; Ferreira und Miguel 2011; Tesar und Werner 1995) und Investmentfonds (Coval und Moskowitz 1999; Giannetti und Laeven 2016; Lütje und Menkhoff 2007; Oehler et al. 2008) bereits ausführlich beschrieben wird. Dabei ist zu beobachten, dass Anleger in ihrer Portfoliozusammenstellung Anlagetitel ihres Heimatmarktes übergewichten (Gaar et al. 2020). Auch am Immobilienmarkt gibt es zahlreiche empirische Belege für Marktineffizienzen aus Investmentperspektive, die in Preisprämien resultieren und von nicht-lokalen Anlegern gezahlt werden. Das gilt sowohl über die verschiedenen Assetklassen der Wohn-, Logistik- und Büroimmobilien als auch über verschiedene Länder, Städte und Teilmärkte (Ling et al. 2018; Mauck und Price 2017; Chinloy et al. 2013). Mögliche Erklärungsansätze für ein gezahltes Premium beim Kauf internationaler Investoren können ein Selection Bias (Devaney und Scofield 2017), ein Investorenklienteleffekt (Liu et al. 2015), Informationsasymmetrien (Clauret et al. 2007; Ihlanfeldt und Mayock 2012; Lambson et al. 2004) und Kaufpreisverankerungen (Zhou et al. 2014) sein.

Wenn eine unbeobachtbare Selektionsverzerrung in Form von qualitativ höherwertigen Basiswerten besteht, die von nicht-lokalen Anlegern ausgewählt werden, dann sollten diese Immobilien anschließend zu höheren Preisen verkauft werden. Umgekehrt kann eine nicht-lokale Verankerungsverzerrung aufgrund höherer Preise im Heimatmarkt zwar zu höheren Preisen beitragen, die von nicht-lokalen Anlegern gezahlt werden, sie sollte jedoch keine Auswirkungen auf einen späteren Verkauf haben, es sei denn, die Immobilie wird in einem teuren Markt an einen anderen nicht-lokalen Investor verkauft. In ähnlicher Weise sollte der Verkaufspreis nicht beein-

flusst werden, wenn die Klientel des Investors mit niedrigen Kapitalkosten beim Kauf eine Rolle spielt, es sei denn, die Immobilie wird an einen ähnlichen Investor verkauft. Wenn jedoch nicht-lokale Investoren wirklich weniger gut informiert sind, entweder aufgrund der geographischen Entfernung zum Investitionsmarkt oder weil sie von spezifischen Investorenklientelen angeworben werden, dann dürfte der realisierte Ausstiegspreis als Folge davon in Relation niedriger ausfallen.

Während die Überzahlung auf der Käuferseite von Immobilientransaktionen bereits in mehreren Studien analysiert wird, werden lokale und nicht-lokale Unterschiede in den Verkaufsergebnissen bislang nur ansatzweise berücksichtigt bzw. ausgewertet (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015). Auch hier setzt diese Studie an, wenn sie Transaktionen von Bürogebäuden in Deutschland im Zeitraum von 2008 bis 2018 untersucht und dabei eine nationale statt eine Teilmarktperspektive einnimmt. So leistet sie zwei Beiträge zur Literatur: erstens eine umfassende Studie zu Büroimmobilieninvestitionen in den deutschen A-Lagen¹, zweitens explizite Tests, ob internationale Investoren einen Preisaufschlag (Preispremium) im Ankauf zahlen oder einen Preisabschlag (Discount) im Verkauf erhalten. Als empirische Methodik wird ein Propensity Scoring-Verfahren auf ähnliche Immobilien und Transaktionsbedingungen mit nicht-lokalen und lokalen Investoren angewendet. Es werden Schätzungen für die unterschiedliche Preisgestaltung bei Käufen und Verkäufen, an denen internationale Investoren beteiligt sind, aufgezeigt und Preisunterschiede verglichen, die Transaktionen zwischen internationalen Investoren ähnlicher Immobilien in verschiedenen Stichproben betreffen.

Der Aufbau der Arbeit gliedert sich dabei in fünf Kapitel. Nach der Einleitung folgt ein Überblick über die bestehende Literatur in Kapitel 2. Darauf aufbauend werden Daten und Methodik in Kapitel 3 beleuchtet. Abschließend präsentiert Kapitel 4 die Ergebnisse, gefolgt von einem Fazit in Kapitel 5.

2 Literaturüberblick

Zahlreiche Untersuchungen setzen sich bereits mit einem Preispremium in der Immobilienwirtschaft auseinander. Allerdings gibt es nur einige wenige Studien, die eine Differenzierung von nationalen und internationalen Investoren eines definierten Marktes vornehmen und genauer analysieren. Erkenntnisse über die „Nationalität“ der Investoren sind bisher überhaupt nur begrenzt näher beleuchtet worden. Geografisch gesehen gibt es keine Erkenntnisse zum deutschen Markt für Büroimmobilien über ein Preispremium internationaler Investoren. Auch in Bezug auf die Nutzungsart der Gebäude, der sogenannten „Assetklasse“, gibt es verschiedene Schwerpunkte in der bestehenden Literatur. Die zwei Hauptkategorien, die dabei differenziert werden, sind zum einen kommerzielle bzw. gewerblich genutzte Immobilien und zum anderen reine Wohnimmobilien. Eine weitere Kategorie setzt sich aus gewerblich genutzten Immobilien und Wohnimmobilien zusammen, den gemischt genutzten Immobilien. Die nachfolgende Übersicht konzentriert sich auf gewerblich genutzte

¹ Die A-Lagen in Deutschland, gemessen am Transaktionsvolumen, sind Berlin, Hamburg, München, Frankfurt am Main, Düsseldorf, Stuttgart und Köln.

Immobilien und beleuchtet damit näher das Marktsegment, das auch in der empirischen Analyse im Blickpunkt steht.

Devaney und Scofield (2017) präsentieren eine der wenigen Studien, die sich damit auseinandersetzen, ob internationale Investoren ein Preispremium für Büroimmobilien zahlen. Ihr Datensatz besteht aus 3098 Transaktionen in der Metropolregion New York im Zeitraum von 2001 bis 2015. Sie zeigen, dass ausländische Investoren beim Erwerb zwar mehr bezahlen als inländische Investoren, aber beim Verkauf auch einen höheren Preis erzielen. Zur Erklärung wird auf nicht gemessene Qualitätsaspekte der Gebäude hingewiesen, die eine höhere Zahlung für Büros begründen, und nicht, wie in anderen Studien, auf Informationsasymmetrien. Ausländische Investoren scheinen sich auf Immobilien zu fokussieren, die eine höhere Qualität aufweisen, etwa in Bezug auf Aspekte wie Mieterqualität, Mietverträge und Zustand. Weiterhin findet sich statistisch signifikante Evidenz, dass höhere Verkaufspreise unter Zuhilfenahme von Maklern erzielt werden.

McAllister und Nanda (2015) untersuchen in ihrer Studie den Zusammenhang zwischen ausländischen Immobilieninvestitionen und der durchschnittlichen Kapitalisierungsrate. Dabei werden Transaktionen von Bürogebäuden in 38 Metropolregionen der USA im Zeitraum von 2001 bis 2013 untersucht. Die Ergebnisse deuten auf statistisch signifikante Auswirkungen ausländischer Investitionen hin. Es wird geschätzt, dass ein Anstieg des Auslandsanteils an den Gesamtinvestitionen in einem US-Büromarkt um 100 Basispunkte schätzungsweise mit einem Rückgang der Marktkapitalisierungsrate um etwa 8 Basispunkte einhergeht. In einer weiteren, ähnlichen Studie der zuvor genannten Autoren (2016) werden 28 europäische Metropolregionen im Zeitraum von 1999 bis 2013 untersucht. Auch hier lassen sich signifikante, negative Auswirkungen ausländischer Investitionen in den jeweiligen Büromärkten auf die Kapitalisierungsrate ableiten. Insgesamt testet weder die eine noch die andere Studie, ob ausländische oder lokale Investoren mehr bzw. weniger für den Erwerb einer Büroimmobilie zahlen, weil sowohl nationale als auch internationale Investoren mehr bezahlen könnten, um Immobilien an Standorten zu erwerben an denen mehr ausländische Investoren präsent sind. Die Untersuchung erfolgt demnach nur am Gesamtmarkt und nicht auf Ebene einzelner Immobilien.

Auf Eichholtz, Holtermans und Yönder (2016) konzentrieren sich auf Büroimmobilien in den USA im Jahr 2011 und analysieren den Zusammenhang zwischen der wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit von Bürogebäuden und der Entfernung ihrer Eigentümer und inwieweit externe Dienstleister wie z. B. Hausverwalter diese Beziehung beeinflussen. Es stellt sich heraus, dass Investoren, die sich näher an ihren Gebäuden befinden, deutlich höhere effektive Mieten in diesen Gebäuden erzielen, insbesondere in Gebäuden mit einer schlechteren Gebäudequalität. Dieser Effekt ist auf erhebliche Unterschiede in den Vermietungsständen zurückzuführen. Dabei wird ersichtlich, dass Immobilienverwalter diese Beziehung beeinflussen und die negativen Auswirkungen der Entfernung der Investoren auf die effektiven Büromieten mildern können. Insbesondere wenn der Eigentümer sich nicht im gleichen, regionalen Teilmarkt wie das Gebäude befindet, ist die externe Verwaltung von Bedeutung, vor allem bei Bürogebäuden einer mittleren Gebäudequalität. Auf eine spätere Transaktion der bewerteten Gebäude oder ein Preispremium wird hier nicht eingegangen. Die Befunde sind konsistent zur Evidenz von Devaney und Scofield

(2017), dass nicht gemessene Qualitätsaspekte einen höheren Kaufpreis für Büros an den jeweiligen Standorten erklären.

Liu et al. (2015) untersuchen Preisprämien nicht-lokaler Investoren von Bürotransaktionen in 138 US-Märkten über einen Zeitraum von 1996 bis 2012. Ein Investor gilt dabei als lokal, wenn die Immobilie in der gleichen Metropolregion wie der Firmensitz des Investors angesiedelt ist. Analysiert werden sowohl Auswirkungen auf Kauf- als auch auf Verkaufspreise, und es zeigt sich, dass nicht-lokale Investoren im Vergleich zu ähnlichen Immobilien, die von lokalen Investoren gekauft und verkauft werden, den Kauf um schätzungsweise 13,8% überzahlen und mit einem geschätzten Abschlag von 7% verkaufen. Die Höhe des Premiums ist nicht konstant, sondern nimmt vielmehr mit zunehmender Entfernung zwischen Investor und Immobilie zu. Der Abschlag beim Verkaufspreis lässt vermuten, dass die unbeobachtbare Selektionsverzerrung (nicht-lokale Investoren kaufen eher Immobilien mit einer höheren Qualität) die Überzahlung nicht erklärt. Der relative Verkaufspreis wird für nicht-lokale Investoren, die einen größeren Abstand zu ihrer Investition haben, weiter reduziert. Zusammen mit der Rolle der Entfernung zur Überzahlung deutet diese Evidenz darauf hin, dass die geografische Entfernung ein Indikator für den Grad der Informationsasymmetrie ist, der zwischen ausländischen Investoren und dem Anlagemarkt besteht. Nicht-lokale Investoren weisen grundlegende Unterschiede in ihrem Bewertungsansatz auf, indem sie Vermögenswerte beim Verkauf untereinander um schätzungsweise 6,3% höher bewerten, gemessen an den Transaktionspreisen ähnlicher Immobilien, die zwischen lokalen Investoren veräußert werden (lokale Investoren auf Käufer- und Verkäuferseite). Dieser Befund veranschaulicht, dass die oben genannten Schätzungen durch Transaktionen, an denen duale, nicht-lokale Investoren (nicht-lokale Investoren auf Käufer- und Verkäuferseite) beteiligt sind, abgeschwächt werden. Der Preisabschlag des nicht-lokalen Käufers wird bei Transaktionen mit lokalen Verkäufern noch verstärkt, während das opportunistische Ausstiegsszenario darin besteht, einen anderen nicht-lokalen Käufer zu finden. Ähnliche Evidenz für deutsche Märkte für Büroimmobilien gibt es bislang nicht.

3 Daten und Methodik

3.1 Daten

Nachfolgend werden Transaktionen von Büroimmobilien in Deutschland für den Zeitraum von 2008 bis 2018 untersucht. Die Daten bestehen aus gepoolten Querschnitten. Dabei wird auf die Datenbank von MSCI Real Capital Analytics (RCA) zurückgegriffen. RCA verfolgt gewerbliche Immobilientransaktionen über einem Schwellenwert von 5 Mio. USD. Informationen über Transaktionen erhält RCA aus verschiedenen Quellen, darunter Maklerfirmen, Investoren bzw. Kunden-Feedbacks, Grundbuchämter, Presseberichte und andere öffentliche Aufzeichnungen. Die für jede Transaktion verfügbaren Daten umfassen einige oder alle der folgenden Punkte:

- Transaktionsdatum,
- gezahlter Preis²,
- Größe bzw. Fläche,
- Baujahr,
- Vermietungsstand (Leerstand bis 100 % Vollvermietung)
- Einzelmietter oder mehrere Mieter,
- Renovierungsjahr,
- Anzahl der Stockwerke bzw. Etagen,
- genaue Adresse,
- Information, ob ein Gebäude sich in einem zentralen Geschäftsbereich (CBD) oder außerhalb befindet,
- Transaktionsstruktur (Joint Venture oder Einzelinvestor)
- sowie Informationen über die an der Transaktion beteiligten Käufer, Verkäufer und Makler.

Besonderes Interesse gilt der Nationalität der beteiligten Parteien, bzw. der Einteilung in nationale oder internationale Anleger. Darüber hinaus liegen Immobilien-, Investoren- und Standortinformationen vor, die eine wesentliche Determinante, der für verschiedene Gebäude gezahlten Preise sein können.

Grenzüberschreitende Klassifikationen richten sich nach dem Sitz des Investors. Wenn einer der Partner eines Investorenkonsortiums oder Joint Ventures seinen Firmensitz nicht in Deutschland hat, wird das gesamte Geschäft als grenzüberschreitende Transaktion eingestuft. Wenn das Herkunftsland nicht bekannt ist, wird davon ausgegangen, dass es sich um einen inländischen, privaten Investor handelt. Unternehmen, die im Namen eines anderen Unternehmens kaufen, werden berücksichtigt. Es zählt allerdings das Land des Erwerbers, auch wenn es im Namen eines anderen Unternehmens geschieht. So kann letztendlich jede Partei bei einer Transaktion als nationaler oder internationaler Investor klassifiziert werden. Ein weiterer Aspekt, der berücksichtigt wird, ist die Verwendung von Objektgesellschaften. Aus diesen Objekt- oder Zweckgesellschaften geht die Herkunft des Investors nicht immer klar hervor. Im Datensatz gibt es drei dieser Zweckgesellschaften, die herausgefiltert werden. Einbezogen werden folgende Transaktionen:

- Zeitraum: 01.01.2008 bis 31.12.2018
- Nutzungsart der Gebäude: Büroimmobilien
- Nur abgeschlossene Einzeltransaktionen (Kaufvertrag ist unterzeichnet)
- Keine Berücksichtigung von Portfolios³

² Jeder Preis wird je nach Informationsquelle mit einem von sechs Merkmalen kategorisiert. Die Preise werden gemittelt, wenn widersprüchliche Berichte von mehr als einer gleichwertigen Quelle vorliegen. In diesem Datensatz werden fünf folgende Preiskategorien unterteilt: Bestätigt, geschätzt, Gerücht, Bewertung und ungefähr. Die einzelnen Kategorien werden nicht in die hier präsentierten Modelle als Dummy-Variablen aufgenommen, da bei Hinzunahme die Erklärungskraft der Modelle sinkt bzw. keine der Dummies eine Signifikanz besitzt.

³ Die zugewiesenen Preise von Portfolios sind in der Regel kein genaues Maß für den Preis eines einzelnen Objekts, sondern gelten für das gesamte Portfolio und die aggregierten Statistiken. Daher werden keine Portfolios berücksichtigt, um weitere Preisverzerrungen zu vermeiden und den Fokus auf reine Büroimmobilien auf Basis von Einzeltransaktionen zu legen.

- Keine Berücksichtigung von Grundstücken für Projektentwicklungen⁴
- Geografische Abgrenzung: Berlin, Düsseldorf, Frankfurt/Main, Hamburg, Köln, München und Stuttgart (A-Lagen)

Letztlich stehen insgesamt 2385 Transaktionen zur Verfügung. In 707 Transaktionen war auf der Käuferseite ein internationaler Investor aktiv, in 718 Fällen auf der Verkäuferseite und bei 1151 Transaktionen war ein internationaler Investor auf mindestens einer Transaktionsseite beteiligt. Demnach gibt es insgesamt 1234 Transaktionen zwischen nationalen Investoren bzw. 274 Transaktionen zwischen internationalen Investoren. In der getrennten Betrachtung von Käufer- und Verkäuferseite sind also jeweils ca. 30% der Investoren internationaler Herkunft, und fast in jeder zweiten Transaktion ist ein internationaler Investor involviert (Tab. 1).

Während die Anzahl der Transaktionen auf eine zumindest leichte Dominanz heimischer Investoren hindeutet, ändert sich der Eindruck bei einer wertmäßigen Betrachtung. Tab. 2 veranschaulicht, dass im gesamten Zeitraum ca. 74 Mrd. € investiert wurden. Fast die Hälfte des investierten Kapitals ist käuferseitig internationaler Herkunft, der Anteil internationalen Kapitals auf Verkäuferseite ist kaum geringer mit ca. 46%. Bei Betrachtung beider Investorengruppen entstand ca. 70% des Transaktionsvolumens unter Beteiligung von Anlegern internationaler Herkunft.

Tab. 3 gibt weitere Rückschlüsse zu Gebäude- bzw. Qualitätsaspekten und zeigt verschiedene Charakteristika der Käufer- und Verkäuferseite für sowohl nationale als auch internationale Investoren. Ziel hierbei soll eine rein deskriptive Analyse sein, um erste Indikationen für Unterschiede im Datensatz zu liefern, bevor in Kapitel 4 auf Signifikanz und Differenzen getestet wird. Ersichtlich ist die Anzahl der untersuchten Stichprobe (n) sowie Mittelwerte (Mean) und deren Standardabweichungen (SD).

Tab. 3 zeigt die deskriptive Statistik separat für die Käufer- und Verkäuferseite. Diese sind weiterhin unterteilt nach nationaler und internationaler Herkunft mit n als Stichprobenumfang. Mean bezeichnet den Mittelwert und SD die Standardabweichung. Die Variablen Einzelmieter und CBD sind Dummy-Variablen, die den Wert 1 annehmen, falls es sich um einen Einzelmieter bzw. eine CBD-Lage handelt. Die Variable Alter bezieht sich auf das Kalenderjahr zum Zeitpunkt der Transaktion.

Tab. 1 Stichprobenumfang nach Gesamtanzahl der Transaktionen

	Gesamtanzahl der Transaktionen		
	Käufer	Verkäufer	Käufer oder Verkäufer
Alle Transaktionen	2385	2385	2385
Nationale Investoren	1678	1667	2111
Internationale Investoren	707	718	1151
Anteil International (in %)	29,6	30,1	48,3

⁴ Keine Berücksichtigung, da in der Regel nur Projektentwickler die Transaktionen tätigen und keine zusätzliche Kontrolle nach Investorenklientel erfolgen kann. Fokus der Analyse soll außerdem nur auf die Assetklasse Büro liegen und auch hier in den meisten Fällen keine genaue Aussage getroffen werden kann, welches Projekt nach der Transaktion realisiert wird.

Tab. 2 Stichprobenumfang nach Gesamtvolumen der Transaktionen in Mrd. EUR

	Gesamtvolumen der Transaktionen in Mrd. EUR		
	Käufer	Verkäufer	Käufer oder Verkäufer
Alle Transaktionen	74,4	74,4	74,4
Nationale Investoren	37,8	40,5	56,1
Internationale Investoren	36,6	33,9	52,3
Anteil International (in %)	49,2	45,5	70,3

Tab. 3 Deskriptive Statistik der Käufer und Verkäufer

Stichprobe	Käuferseite				Verkäuferseite			
	National (<i>n</i> = 2385)		International (<i>n</i> = 707)		National (<i>n</i> = 1667)		International (<i>n</i> = 718)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Preis (Mio. EUR)	51	81	86	117	53	79	83	122
Preis/m ² (EUR)	3407	2553	3731	2246	3546	2368	3496	2585
Fläche (m ²)	11.829	13.456	19.654	26.419	12.398	16.717	18.237	21.998
Etagen	7,0	4,7	8,6	7,0	7,1	5,1	8,3	6,4
Alter	38,0	39,8	32,8	39,6	37,4	42,6	34,1	33,3
Vermietung (%)	0,93	0,16	0,93	0,15	0,94	0,15	0,91	0,16
Einzelmieter	0,14	0,34	0,16	0,37	0,15	0,35	0,14	0,35
CBD	0,66	0,47	0,69	0,46	0,65	0,48	0,71	0,45

Das Gebäude eines nationalen Käufers kostet im Schnitt 51 Mio. EUR bzw. 3407 €/m², hat 11.829 m² Gebäudefläche mit 7 Etagen, ist ca. 38 Jahre alt und hat einen Vermietungsstand von ca. 93 %. Im Gegensatz dazu bezahlt ein internationaler Investor im Durchschnitt ca. 86 Mio. EUR bzw. 3731 €/m² für ein Gebäude mit 19.654 m² Fläche, knapp 9 Etagen, einem Alter von ca. 33 Jahren und einem ähnlichen Vermietungsstand von ca. 93 %. Auffällig ist, dass internationale Käufer deutlich mehr Kapital pro Gebäude platzieren und im Schnitt mehr pro Quadratmeter für ein Gebäude bezahlen. Internationale Gebäude sind deutlich größer von der Fläche und den Etagen, sowie jünger vom jeweiligen Baujahr zum Zeitpunkt der Transaktion. In der Käuferstichprobe und somit im untersuchten Datensatz ist außerdem zu beobachten, dass internationale Investoren häufiger Gebäude mit Einzelmietern in CBD-Lagen kaufen, als es bei nationalen Investoren der Fall ist. Dies könnte ein weiterer Indikator zu den oben genannten Qualitätsaspekten sein, wonach internationale Investoren im Ankauf mehr zahlen, dafür allerdings Gebäude in besseren Lagen mit z. B. einem bonitätsstarken Einzelmieter kaufen, der zusätzlich noch einen längeren Mietvertrag haben könnte.

Beim Betrachten der Verkäuferseite fällt auf, dass die verkauften Gebäude von nationalen Investoren im Schnitt ca. 53 Mio. EUR bzw. 3546 €/m² kosten und dementsprechend, im Vergleich zum Ankauf, mehr erhalten. Das verkaufte Gebäude hat im Schnitt ca. 12.398 m² Fläche, 7 Etagen, ein Gebäudealter von 37 Jahren und einem Vermietungsstand von ca. 94 %. Die verkauften Gebäude sind damit im Vergleich zum Ankauf größer, jünger und höher vermietet. Dies wirft zumindest für

diese Momentaufnahme die Vermutung auf, dass die angekauften Gebäude für den Verkauf deutlich optimiert wurden, was in einem höheren Verkaufspreis resultiert.

Hingegen verkaufen internationale Investoren im Durchschnitt Gebäude für ca. 83 Mio. EUR bzw. 3496 €/m². Das heißt, dass sie im Vergleich zum Ankauf weniger erhalten. Das durchschnittlich verkaufte Gebäude ist 18.237 m² groß, hat 8 Etagen, ein Gebäudealter von 34 Jahren und einen Vermietungsstand von ca. 91 %. Im Vergleich zum Ankauf sinkt demnach die Fläche, Geschoszahl und der Vermietungsstand, wohingegen das Gebäudealter steigt. Hier könnte man davon ausgehen, dass (anhand von den oben gezeigten Mittelwerten der Gebäudeeigenschaften) die angekauften Gebäude von internationalen Investoren deutlich schlechter im Vergleich zum Verkauf stehen, was in einen Preisabschlag (Euro/m²) resultiert. In der Verkäuferstichprobe ist außerdem zu beobachten, dass internationale Investoren weniger Gebäude mit Einzelmietern jedoch häufiger CBD-Lagen verkaufen, als es bei nationalen Investoren der Fall ist.

Mögliche Erklärungen für diese deutlichen Preisunterschiede können verschiedene Gebäude- oder Qualitätsaspekte sein, die nicht im gezeigten Datensatz enthalten sind, wie z.B. bereits oben beschrieben eine bessere Qualität/Lage der Gebäude oder des Mietvertrages. Diese möglichen Selektionsverzerrungen werden nachfolgend im Methodik-Teil genauer untersucht und versucht, mittels Propensity Scores zu eliminieren.

3.2 Methodik

Nach der Datensatzbeschreibung werden im nächsten Schritt die Unterschiede der Transaktionen genauer analysiert, bevor eine anschließende erklärende Auswertung im weiteren Schritt folgt. Zunächst soll das Problem der Selektionsverzerrung gelöst werden. Beim Vergleich der gezahlten und erhaltenen Preise zwischen internationalen und nationalen Käufern soll der Einfluss von Transaktionen in der Stichprobe begrenzen werden, die nicht mit den von internationalen Investoren gekauften und verkauften Transaktionen vergleichbar sind. Zu diesem Zweck wird ein Propensity Score-Matching-Verfahren auf die Transaktionsstichproben angewandt, und der Vergleich wird zwischen den gematchten Stichproben durchgeführt. In Bezug auf die Kaufstichprobe besteht der Zweck darin, jede Transaktion von internationalen Käufern mit der Transaktion von nationalen Käufern abzugleichen, die der Transaktion von internationalen Käufern in Bezug auf die zugehörigen Variablen am ähnlichsten ist. Die Ähnlichkeit wird anhand einer auf diesen Variablen basierenden Schätzung (dem Propensity Score) der Wahrscheinlichkeit gemessen, dass es sich bei der Transaktion des lokalen Käufers um eine Transaktion des nicht-lokalen Käufers handelt. (Der entsprechende Ansatz wird analog in der Verkaufsstichprobe und der gemeinsamen Stichprobe angewandt.) Der Propensity Score stellt dann jeweils die Wahrscheinlichkeit dar, dass der Kauf oder Verkauf durch einen internationalen Investor auf der Grundlage der beobachtbaren Faktoren getätigt wurde. Das Probit-Modell wird spezifiziert als:

$$Pr[International = 1] = \Phi [\beta_0 + \beta_X X + \beta_L L + \beta_T T] \quad (1)$$

Mit einem Probit-Modell wird getestet, ob die von internationalen Investoren erworbenen oder verkauften Immobilien durch die beobachtbaren Eigenschaften jedes Gebäudes vorhergesagt werden können. Dabei ist *International* gleich 1, wenn die Immobilie von einem internationalen Investor gehandelt wird, und 0 andernfalls. Die unabhängigen Variablen beinhalten die aus Tab. 3 beschriebenen Eigenschaften. Diese beinhalten die Informationen über Gebäudecharakteristika (X) wie Quadratmeterfläche, Etagenanzahl, Gebäudealter (zum Zeitpunkt der Transaktion), CBD-Lage (L) und Kalenderjahr (T). In diesem Schritt werden noch keine Investoren-Dummies eingesetzt, um den Fokus auf die verschiedenen Eigenschaften von Immobilien zu setzen. Auf der Grundlage dieser Modelle werden dann Propensity Scores geschätzt und Teilproben erstellt, in denen die Existenz und das Ausmaß von Preisunterschieden zwischen nationalen und internationalen Investoren überprüft werden.

Die Propensity Scores werden mit dem sogenannte Nearest-Neighbour-Matching mit zurücklegen geschätzt, was auch die übliche Vorgehensweise in der Literatur ist (Liu et al. 2015; Devaney und Scofield 2017). Ein Investor der Vergleichsgruppe, der bereits einem Investor der Behandlungsgruppe zugeordnet wurde, ist dann nicht „verbraucht“, sondern kann weiteren Investoren der Kontrollgruppe als Matching-Partner zugeordnet werden. Auf diese Weise wird verhindert, dass Investoren mit sehr unterschiedlichem Propensity Score untereinander zugeordnet werden („schlechtes Match“). Dies ist insbesondere bei der vorliegenden Datenlage von wichtiger Bedeutung, bei denen die Propensity Score-Verteilung in der Behandlungs- und in der Kontrollgruppe sehr unterschiedlich ist. Die Verteilung wird in der Auswertung unter Punkt 4 weiterführend analysiert und aufgezeigt.

Dieses Vorgehen führt zu einer reduzierten Varianz des Effektschätzers, da mehr Informationen in die Berechnung individueller Treatmenteffekte einbezogen werden. Analog führt es aber auch zu einem erhöhten Bias, da auch schlechtere Matches verwendet werden müssen (Caliendo und Kopeinig 2008, S. 9). Nach dem Matching-Prozess wird die Qualität des Matchings überprüft bzw. getestet, ob das Matching-Verfahren in der Lage ist, die Verteilung der relevanten Variablen sowohl in der Kontroll- als auch in der Behandlungsgruppe auszugleichen bzw. auszubalancieren. Das heißt, dass Untersuchungsobjekte mit dem gleichen Propensity Score die gleiche Verteilung von beobachteten (und unbeobachteten) Charakteristika aufweisen, unabhängig davon, ob sie der Behandlungs- oder Kontrollgruppe angehören. Die Grundidee der Ansätze besteht darin, die Situation vor und nach dem Matching zu vergleichen und zu prüfen, ob nach der Konditionierung auf den Propensity Score noch Unterschiede bestehen. Nachfolgend werden drei Methoden vorgestellt, die die Matching-Qualität dieser Studie beurteilen werden (Caliendo und Kopeinig 2008, S. 15 ff.):

3.2.1 Standardised Bias

Der Test der standardisierten Differenzen (SDF) wird hier verwendet, um die Verringerung der Verzerrung zu veranschaulichen, die auf das Matching zurückgeführt werden kann. Für jede Kovariate X ist sie definiert als die Differenz der Stichprobenmittelwerte in der behandelten und der angepassten Kontrollteilstichprobe

als Prozentsatz der Quadratwurzel des Durchschnitts der Stichprobenvarianzen in beiden Gruppen. Dieser Test wurde erstmals in Rosenbaum und Rubin (1985) beschrieben und prüft das Gleichgewicht zwischen der Behandlungsgruppe und der Vergleichsgruppe anhand einer Formel für die standardisierte Differenz in Prozent:

$$SDF_{vor}(X) = (100) \frac{\bar{X}_B - \bar{X}_G}{\sqrt{\frac{[V_B(X) + V_G(X)]}{2}}} \quad (2)$$

$$SDF_{nach}(X) = (100) \frac{\bar{X}_{BM} - \bar{X}_{GM}}{\sqrt{\frac{[V_B(X) + V_G(X)]}{2}}} \quad (3)$$

mit \bar{X}_B und \bar{X}_G (vor Match) bzw. $\bar{X}_{BM} - \bar{X}_{GM}$ (nach Match) als Stichprobenmittelwerte für die Behandlungs- (B) und Vergleichsgruppen (G), sowie $V_B(X) + V_G(X)$ als entsprechende Stichprobenvarianz. Ein mögliches Problem des standardisierten Bias-Ansatzes besteht darin, dass wir keinen eindeutigen Hinweis auf den Erfolg des Matching-Verfahrens haben, auch wenn in den meisten empirischen Studien eine Bias-Reduktion unter 3% oder 5% als ausreichend angesehen wird.

3.2.2 *t-Test*

Ein ähnlicher Ansatz verwendet einen t-Test mit zwei Stichproben, um zu prüfen, ob es signifikante Unterschiede in den Mittelwerten der Kovariaten für beide Gruppen gibt (Rosenbaum und Rubin 1985). Vor dem Abgleich sind Unterschiede zu erwarten, aber nach dem Abgleich sollten die Kovariaten in beiden Gruppen ausgeglichen sein, so dass keine signifikanten Unterschiede gefunden werden sollten. Der t-Test ist zu bevorzugen, wenn es dem Bewerter auf die statistische Signifikanz der Ergebnisse ankommt. Der Nachteil hierbei ist, dass die Verringerung der Verzerrungen vor und nach dem Abgleich nicht deutlich sichtbar ist.

3.2.3 *Joint Significance und Pseudo-R²*

Darüber hinaus schlägt Sianesi (2004) vor, den Propensity Score für die gematchte Stichprobe, d. h. nur für Teilnehmer und gematchte Nichtteilnehmer, neu zu schätzen und die Pseudo-R²-Werte vor und nach dem Matching zu vergleichen. Das Pseudo-R² gibt an, wie gut die Regressoren X die Teilnahmewahrscheinlichkeit erklären. Nach dem Matching sollte es keine systematischen Unterschiede in der Verteilung der Kovariaten zwischen den beiden Gruppen geben, sodass das Pseudo-R² relativ niedrig sein sollte. Darüber hinaus kann man auch einen F-Test auf die gemeinsame Signifikanz aller Regressoren durchführen. Der Test sollte vor dem Matching (nach dem Matching) nicht abgelehnt (abgelehnt) werden.

3.2.4 *Hedonisches Bewertungsverfahren*

Nach erfolgreichem Matching und hinreichend akzeptabler Matching-Qualität soll anschließend untersucht werden, wie sich das Preisniveau zu den oben genannten

Variablen verhält. Dazu werden standardisierte hedonische Bewertungsmodelle für Immobilien verwendet. Der Grundgedanke der hedonischen Preistheorie besteht in der Vermutung, dass der Nachfrager eines Gutes nicht nur das Gut selbst, sondern den damit verbundenen Nutzen erwerben will. Als Erwerber einer Immobilie stehen somit die einzelnen nutzbringenden Eigenschaften der Immobilie im Vordergrund. Der Nutzen für den Eigentümer eines Mietshauses ergibt sich neben dem jährlichen Cash Flow aus der Immobilie auch aus der Werterhaltung bzw. Wertsteigerung seines eingesetzten Kapitals. Die jeweiligen nutzbringenden Eigenschaften einer Immobilie können somit zwar gedanklich aufgeteilt werden, jedoch ist der Erwerb nur gebündelt möglich. Der Gesamtnutzen kommt demnach durch den Gesamtpreis explizit zum Ausdruck. Ein impliziter Preis hingegen entsteht für die nutzbringenden Eigenschaften durch Angebot und Nachfrage auf impliziten Märkten. Folglich stellt der beobachtete Kaufpreis P die Summe der impliziten oder eben hedonischen Preise für jede dieser einzelnen Eigenschaften z dar und kann durch die hedonische Preisfunktion nach Gl. 4 beschrieben werden (Fahrländer 2007, S. 18). Beim hedonischen Bewertungsverfahren wird eine Immobilie als die Summe ihrer Eigenschaften gesehen. Diese Eigenschaften stellen alle wertrelevanten Bestandteile, wie z. B. Fläche, Geschoszahl, Alter etc. dar. Kennt man den Preis jeder einzelnen Eigenschaft – den hedonischen Preis – und die Ausprägung der Eigenschaft, lässt sich der Gesamtwert der Immobilie errechnen. Die hedonische Funktion setzt die Preise heterogener Güter in Beziehung zu den Mengen von Merkmalen, die in ihnen enthalten sind (Kempf 2015, S. 25 f.; Rosen 1974, S. 34):

Die Beziehung zwischen dem Preis der Büroimmobilie als Zielvariable und den einzelnen Immobilieneigenschaften als erklärende Variablen wird bei der hedonischen Preisfunktion mittels multivariater Regressionsanalyse durchgeführt. Eine wesentliche Bedeutung hierbei kommt der Wahl der Funktionsform sowie der Auswahl der erklärenden Variablen zu, also der Modellspezifikation. Nachfolgend wird die am weitest verbreitete Form einer hedonischen Preisfunktion dargestellt (Sanftenberg 2015, S. 40 f.), die einfachste lineare Regressionsfunktion

$$p_j = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i z_{ij} + \epsilon_j \quad (4)$$

mit den hedonischen Preisen

$$\beta_i = \frac{\partial p_j}{\partial z_{ij}} \quad (5)$$

Die Zielvariable p_j ist der Preis der Immobilien in Abhängigkeit der Immobilieneigenschaften $z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{kj}$. Die Indexmenge der erklärenden Variablen beschreibt der Parameter k . Die Indexmenge der Beobachtungen wird durch n dargestellt. Der Regressionskoeffizient β_i stellt hierbei die marginale Änderung des Preises bei Änderung der i -ten Eigenschaft der Variablen z_i um eine Einheit bei Konstanzhaltung aller anderen erklärenden Variablen dar. Die Regressionskoeffizienten sind demnach die impliziten oder hedonischen Preise für die jeweilige Eigenschaft der Büroimmobilie.

Bevor nun weiter auf das hedonische Modell eingegangen wird, soll noch kurz die abhängige Variable „Kaufpreis“ und ihre Verteilung genauer betrachtet werden. Ein auffälliges Charakteristikum dieser Verteilung ist die Schiefe mit vielen niedrigen und wenigen sehr hohen Werten. Weist eine Verteilung, so wie hier stärkere positive Abweichungen vom Mittelwert als negative auf, ergibt sich für die Schiefe ein positiver Wert. Demnach spricht man, von einer positiven Schiefe (>0) bzw. rechtsschiefen Verteilung. Da über die Hälfte der bekannten Verkaufspreise im Bereich bis zu 80 Mio. € liegt, nimmt dieser Bereich bei der Regression ein größeres Gewicht ein. Dadurch könnte es zu einem Problem in Bezug auf Heteroskedastizität kommen, da die Fehlerterme bei teureren Immobilien größer ausfallen könnten. Um diesem Effekt entgegenzuwirken, werden nachfolgend Quadratmeterpreise logarithmiert. Für die für Immobilienpreise so typische rechtsschiefe Verteilung hat das zur Konsequenz, dass die Verteilung des logarithmierten Wertes gleichmäßiger um den Mittelwert streut (Maier und Herath 2014, S. 27 ff.).

Die hier verwendete Stichprobe wird verwendet, um eine semi-logarithmische Gleichung zu schätzen, die die Preise pro Quadratmeter mit den Merkmalen der Gebäude (Tab. 3) und Transaktionen in Beziehung setzt. In einem weiteren Schritt werden dann transaktions- und investorenbezogene Variablen ergänzt. Es werden drei Gleichungen aufgestellt, um separat Käufer-, Verkäuferinformationen und den gesamten Datensatz mit internationalen Teilnehmern auf der Käufer- und Verkäuferseite zu schätzen. Dieser Ansatz lehnt sich an die Vorgehensweise von Liu et al. (2015) und Devaney und Scofield (2017) an. So ergeben sich folgende drei Modelle:

$$\ln(\text{Quadratmeterpreis}) = \beta_0 + \beta_X X + \beta_B B + \beta_L L + \beta_T T + \varepsilon \quad (6)$$

$$\ln(\text{Quadratmeterpreis}) = \beta_0 + \beta_X X + \beta_S S + \beta_L L + \beta_T T + \varepsilon \quad (7)$$

$$\ln(\text{Quadratmeterpreis}) = \beta_0 + \beta_X X + \beta_B B + \beta_S S + \beta_L L + \beta_T T + \varepsilon \quad (8)$$

mit:

- β : Konstante und Regressionskoeffizienten
- X: Gebäudemerkmale
- B: Käufermerkmale
- S: Verkäufermerkmale
- L: Teilmarkt-Dummy
- T: Zeit-Dummy

Gebäudemerkmale X enthalten Informationen zu Fläche, Etagen, Alter, Vermietung (Prozentangabe und Unterscheidung ob ein oder mehrere Mieter). Käufer- und Verkäufermerkmale enthalten Informationen zu Joint Venture, Investorenklientel (Equity Fund, REOC bzw. Real Estate Operating Company, Versicherung, Bank,

Projektentwickler, Investment Manager, privater Investor und andere Investoren⁵). Die Variable *Teilmarkt* gibt Auskunft darüber, ob ein Gebäude sich in einem CBD befindet und *Zeit-Dummies* enthalten die Kalenderjahre 2008 bis 2018.

Wie bei Liu et al. (2015) erwähnt, ist es möglich, dass die Parameter β_B und β_S (Käufer- und Verkäufermerkmale) mehrere Faktoren im Zusammenhang mit der Entfernung erfassen. Ein Faktor könnte die mögliche Erfassung von Informationsasymmetrien und Unterschiede in der Verhandlungsmacht sein. Ein anderer Faktor könnten systematische Unterschiede in den Präferenzen für Immobilienmerkmale sein, die nicht in den von *X* dargestellten Attributen beobachtet werden. Demnach ist es möglich, dass ein bestimmter Käfertyp Immobilien mit schwer zu beobachtbaren oder nicht messbaren Merkmalen kauft und später wieder verkauft. Mögliche Ursachen können z. B. Bankkapitalanforderungen sein oder der Wunsch, eine Marktnische zu entwickeln. Es ist auch möglich, dass Institute mit hohen und pauschalen Transaktionskosten systematisch Großobjekte erwerben. Mit anderen Worten ist es möglich, dass unbeobachtete oder schwer messbare Immobilienattribute mit Käufer-/Verkäuferattributen korreliert sind (Colwell und Munneke 2006, S. 199 ff.).

Ausgehend von den Ergebnissen von Liu et al. (2015) und Devaney und Scofield (2017) wird erwartet, dass der geschätzte Koeffizient für β_B in der Kaufstichprobe positiv und signifikant sein wird. Wenn jedoch eine beobachtbare Selektionsverzerrung, bei der internationale Investoren grundsätzlich qualitativ höherwertige Immobilien auswählen, der Hauptgrund für die Existenz einer internationalen Prämie ist, dann sollte das Propensity Score-Matching-Verfahren die internationale Prämie gänzlich eliminieren. Liegt hingegen eine unbeobachtete Selektionsverzerrung vor, dann dürften internationale Anleger zu einem Aufschlag kaufen und zu einem Aufschlag verkaufen. Wenn wir sowohl die Kauf- als auch die Verkaufsseite (Gl. 7 mit β_B und β_S) der Transaktion betrachten, können wir feststellen, ob unbeobachtbare Selektionsverzerrungen beitragende Faktoren sind.

Wenn also ausländische Investoren in diesem Fall qualitativ hochwertigere Immobilien kaufen als inländische Investoren und einige der Dimensionen der Qualität nicht gemessen werden, dann könnte ein positiver Koeffizient auf die Variable des ausländischen Investors auftreten, selbst wenn für solche Investoren keine signifikanten Informations- oder Verhandlungsprobleme bestanden haben. In Anlehnung an Harding, Rosenthal, und Sirmans (2003) wird als Lösung dieses Phänomens eine weitere Modellspezifikation eingebaut. Dies beruht auf den Annahmen, dass Käufer und Verkäufer eine symmetrische Verhandlungsmacht sowie eine symmetrische Nachfrage nach unbeobachteten Immobilien haben. Dummy-Variablen für internationale Käufer und Verkäufer werden integriert, die den Wert 1 annehmen, wenn

⁵ Die Dummy-Variablen „Andere“ Investoren beinhaltet weitere zahlreiche Kategorien von RCA zur Klassifikation von Investorentypen (Institutional, Corporate, Public REIT, Pension Fund, List. Funds, Governant, Public, High-Net-Worth, Finance, Sovereign Wealth Funds, Co-op, Non-Prof., REIT, Religious). Diese repräsentieren nur ca. 7,5 % des gesamten Datensatzes aus und machen nach dem Matching und der Differenzierung zwischen national/international nur einen Bruchteil davon aus, sodass hierfür nicht jede Kategorie gesondert als Dummy-Variablen berücksichtigt wird, sondern als eine Kategorie „Andere“. Auf der anderen Seite kommen ein Ausschließen und somit eine Reduktion des Datensatzes nicht in Frage.

der betreffende Investor bzw. das entsprechende Unternehmen nicht in Deutschland firmiert ist, und 0 anderenfalls. Diese Variablen werden wie folgt kombiniert:

$$BInt - SInt \quad (9)$$

$$BInt + SInt \quad (10)$$

mit:

- Int: Investoren internationaler Herkunft
- B: Käufer
- S: Verkäufer

In der Gl. 8 ist die resultierende Variable positiv, wenn es einen internationalen Käufer und einen nationalen Verkäufer gibt, negativ, wenn es einen nationalen Käufer und einen internationalen Verkäufer gibt, und Null anderenfalls. Ein positiver Koeffizient für diese Variable würde darauf hindeuten, dass internationale Investoren im Vergleich zu ihren nationalen Wettbewerbern benachteiligt sind (mehr bezahlen oder weniger erhalten). In der Gl. 9 nimmt die Variable einen Wert von zwei an, wenn beide Parteien international sind, eins, wenn entweder Käufer oder Verkäufer international sind, und Null anderenfalls. Ein positiver Koeffizient deutet hier darauf hin, dass es unbeobachtete und positive, preisliche Eigenschaften im Zusammenhang mit Transaktionen mit internationalen Investoren gibt (Ling et al. 2018; Devaney und Scofield 2017).

Abschließend zu den Regressionen nach dem Matching werden in jeder Phase weitere Regressionsdiagnostiktests durchgeführt. Der Breusch-Pagan Test bzw. Varianzinflationsfaktor (VIF) prüfen u. a. für jede Stichprobe, ob Heteroskedastizität bzw. Multikollinearitäten vorliegen. Hier werden VIF-Werte über 10 als „zu hoch“ eingestuft und orientieren sich somit an der bestehenden Literatur (Devaney und Scofield 2017, S. 22).

4 Auswertung

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Regressionsanalysen des Probit-Modells dargestellt, um Faktoren zu identifizieren, die die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, dass eine Immobilie von internationalen Investoren gekauft bzw. verkauft wird. Es werden nur objektbezogene Variablen im Modell berücksichtigt, die die Erklärungskraft des Modells erhöhen. Entsprechend wird die Variable Renovierungsjahr ausgelassen, da für zu wenige Transaktionen diese Information vorliegt. Mithilfe einer visuellen Analyse von Streudiagrammen wird für jede Variable die Abhängigkeit zum Preis überprüft, um möglichen Verzerrungen entgegenzuwirken. Entsprechend werden die Variablen Fläche, Etagen und Alter durch eine Variablentransformation logarithmiert, ähnlich wie bei der Variable Transaktionspreis pro Quadratmeter zuvor beschrieben. Letztendlich können folgende, in Tab. 4 dargestellten Variablen im Probit-Modell berechnet werden.

Tab. 4 zeigt die Ergebnisse der Probit-Regression für die internationalen Stichproben. Die abhängige Variable ist eine Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt,

Tab. 4 Probit-Modell der internationalen Stichproben

Variablen	Käufer		Verkäufer		Käufer oder Verkäufer	
	Koeff	SF	Koeff	SF	Koeff	SF
Fläche	0,14*	(0,08)	0,33***	(0,08)	0,23***	(0,08)
Etagen	0,37***	(0,14)	0,12	(0,14)	0,53***	(0,16)
Alter	-0,02	(0,04)	0,13***	(0,05)	0,07	(0,04)
Vermietung	0,41	(0,43)	-0,54	(0,42)	-0,40	(0,44)
Einzelmieter	-0,18	(0,15)	-0,13	(0,15)	-0,17	(0,15)
CBD	-0,18	(0,14)	0,09	(0,15)	-0,21	(0,15)
Beobachtungen	476		476		476	
Pseudo R ²	8,03 %		7,25 %		9,66 %	

falls ein internationaler Investor die Transaktion durchgeführt hat (abhängig von der jeweiligen Stichprobe als Käufer, Verkäufer oder einer von beiden Seiten der Transaktion). Auf der linken Seite der jeweiligen Stichprobe sind die Koeffizienten (Koeff.) abgebildet. Die statistische Signifikanz zu 1, 5 und 10 % wird mit ***, ** und * daneben angegeben. Auf der rechten Seite werden in Klammern die Standardfehler (SF) dargestellt. Die Variablen Fläche (m²), Etagen und Alter sind logarithmierte Werte. Die Variablen Einzelmieter und CBD sind Dummy-Variablen, die den Wert 1 annehmen, falls es sich um einen Einzelmieter bzw. eine CBD-Lage handelt.

Die Ergebnisse aus dem Probit-Modell in Tab. 4 geben Auskunft darüber, welche Variablen einen signifikanten Beitrag zur Vorhersage der Gruppenzugehörigkeit (international bzw. national) aufweisen. Demnach kann man Tab. 4 für die Käuferstichprobe entnehmen, dass je mehr Flächen und Einheiten ein Gebäude hat, desto wahrscheinlicher ist der Käufer internationaler Herkunft. Die Verkäuferstichprobe hingegen zeigt, dass internationale Investoren statistisch signifikant auf einem Signifikanzlevel von 1 % eher größere und ältere (im Vergleich zum durchschnittlich verkauften Gebäude von nationalen Investoren) Gebäude verkaufen. Auch in der Stichprobe mit internationalen Teilnehmern kann aufgezeigt werden, dass internationale Investoren, im Vergleich zu nationalen Investoren, statistisch signifikant auf einem 1 % Level, eher größere Gebäude handeln, sowohl für die Fläche als auch die Etagen.

Die Evidenz bestätigt die Erkenntnisse anderer Studien (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015). Für die Variablen Vermietung, Einzelmieter und CBD kann kein signifikanter Einfluss aufgezeigt werden. Insgesamt gibt es in Tab. 4 Hinweise darauf, dass es Unterschiede bei den von internationalen Investoren gekauften bzw. verkauften Immobilien gibt. Um diese Unterschiede genauer zu analysieren, werden im nächsten Schritt Propensity Scores eingesetzt. Die aus diesen Schätzungen gewonnenen Propensity Scores werden verwendet, um jede Transaktion eines internationalen Investors mit der nächstgelegenen Immobilie abzugleichen, die von einem nationalen Investor abgewickelt wurde.

In den Abb. 1 sind die Histogramme der Propensity Scoring-Verteilung grafisch dargestellt. Die roten Säulen repräsentieren die Häufigkeit der Fälle der Treatment-

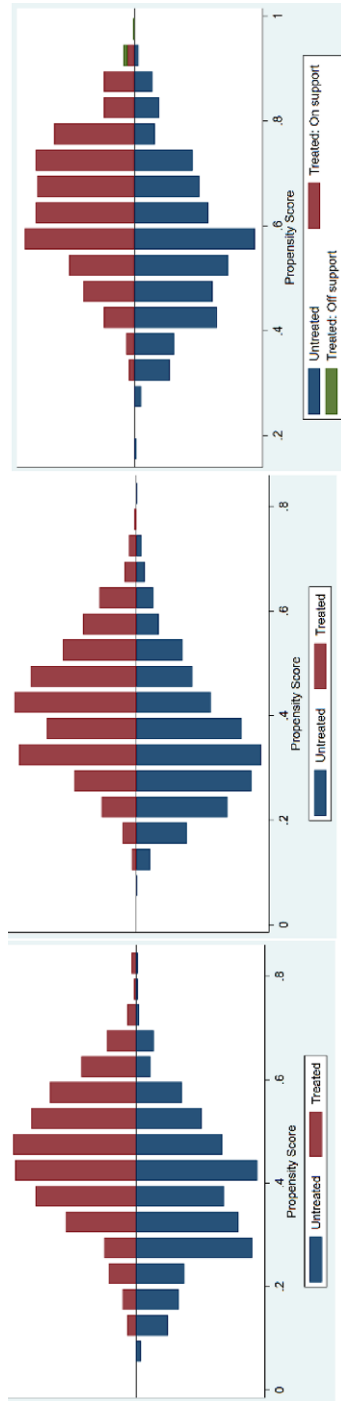


Abb. 1 Histogramme der Propensity Score-Verteilung für Käufer, Verkäufer und beide Teilnehmer

Tab. 5 Balancing-Tests der internationalen Käuferstichprobe

Variable	Unmatched	Mean		%bias	%bias Reduct	t-test	
	Matched	Treated	Control			t	p-value
Fläche	U	9,62	9,28	37,10	–	5,27	0,00
	M	9,62	9,69	–8,30	77,70	–1,11	0,27
Etagen	U	2,09	1,92	33,10	–	4,79	0,00
	M	2,09	2,08	2,00	93,80	0,25	0,80
Alter	U	2,73	2,78	–3,00	–	–0,43	0,67
	M	2,73	2,88	–10,30	–240,90	–1,37	0,17
Einzelmieter	U	0,17	0,17	–0,80	–	–0,11	0,91
	M	0,17	0,14	7,60	–908,10	1,05	0,30
CBD	U	0,69	0,70	–1,70	–	–0,24	0,81
	M	0,69	0,69	–1,30	25,00	–0,16	0,87

gruppe in einem bestimmten Intervall des Propensity Scores, die blauen Säulen die in der Vergleichsgruppe und die grünen Säulen diejenigen Fälle, die aufgrund der Nichterfüllung der Common Support Bedingung von der Analyse ausgeschlossen wurden. Unter Common Support versteht man den Wertebereich, in dem der Propensity Score für die Untersuchungseinheiten aus Versuchs- und Vergleichsgruppe eine ähnliche Dichte hat. Ist dies nicht gegeben, sind das Matching und die darauf basierende Schätzung von Treatmenteffekten nicht möglich. Die anhand der deskriptiven Analyse bereits identifizierte Heterogenität zwischen den Gruppen werden in den Abbildungen ebenfalls deutlich sichtbar. So konzentriert sich ein Großteil der Fälle der Vergleichsgruppe (Untreated) auf verschiedene Intervalle des Propensity Score von 0 bis 0,4. Dahingegen liegt der Großteil der Fälle in der Treatmentgruppe über dem Wert von 0,2. Das heißt, dass sich die Investoren in den verwendeten Kovariaten relativ unähnlich sind. Ein Matching ist demnach notwendig und muss mittels Balancing Test überprüft werden. Zur Überprüfung der Matching-Qualität werden die oben beschriebenen Verfahren für alle drei Stichproben angewendet und ausgewertet. Tab. 5 zeigt den Vergleich der Mittelwerte mit Hilfe von Standardised Bias und einem t-Test wohingegen unter Tab. 6 ein Vergleich der Pseudo R²-Werte und LR- χ^2 -Tests vor und nach dem Matching aufgezeigt wird.

Die Mittelwerte werden für beide Gruppen dargestellt, einmal für Treated und Control plus zeilenweise vor dem Matching (Unmatched bzw. U) und nach dem Matching (Matched bzw. M). Die Kovariate CBD kann entsprechend interpretiert werden, dass in der Gruppe Treated ca. 69% der Investition sich in einem CBD befinden, wohingegen in der Kontrollgruppe ca. 70% vorhanden sind. Beide Werte entsprechend vor dem Matching. Nach dem Matching sind beide Werte gleich mit ca. 69%.

Die Spalte neben den Mittelwerten (%bias) gibt die Werte der Standardised Bias in Prozent an, vor und nach dem Matching, also die relative Differenz in einer Kovariate zwischen den Gruppen. In den meisten empirischen Studien wird eine Bias-Reduktion unter 3% oder 5% als ausreichend angesehen (Caliendo und Kopeinig 2008, S. 15). Rosenbaum und Rubin (1985) schlagen vor, dass eine standardisierte

Tab. 6 Balancing-Tests der internationalen Käuferstichprobe

Sample	Pseudo-R ²	LR- χ^2	χ^2/p -value	MeanBias	MedBias
Unmatched	0,031	35,79	0	15,1	3
Matched	0,006	5,81	0,325	5,9	7,6

Differenz von mehr als 20 % als groß angesehen werden sollte. Die Spalte rechts daneben gibt die relative Reduzierung dieses Unterschieds durch das Matching an. Dabei ist zu sehen, dass für die Kovariaten Fläche und Etagen eine Reduzierung von ca. 78 % bzw. 94 % erreicht wird, wohingegen die Variable CBD nur eine Reduzierung von ca. 25 % erreicht. Die Kovariaten Alter und Einzelmietler hingegen haben nach dem Matching eine Verschlechterung bewirkt.

In den letzten beiden Spalten rechts sind die Ergebnisse des t-Tests zu sehen. Nach dem Matching sind keine signifikanten Gruppenunterschiede mehr erkennbar. Insbesondere für die Variablen Fläche und Etagen, wo vor dem Matching signifikante Gruppenunterschiede auf einem 1 %-Niveau vorhanden sind, können nach dem Matching eliminiert werden. Auch für die Kovariate Alter und Einzelmietler kann gezeigt werden, dass nach dem Matching keine signifikanten Gruppenunterschiede erkennbar sind. Es kann also davon ausgegangen werden, dass das Matching auf Basis des Propensity Score zu einer hinreichend akzeptablen Matching-Qualität führt.

Tab. 6 zeigt ergänzend zur Käuferstichprobe die oben beschriebenen Tests, die vor und nach dem Matching verglichen werden können. Hier ist sehr deutlich zu erkennen, dass die Ausbalancierung der Kovariaten zwischen den Gruppen dazu führt, dass das Pseudo-R² nach dem Matching nahe null liegt und der LR- χ^2 -Test nicht mehr signifikant ist, also keine der verwendeten Kovariaten mehr zur Vorhersage der Gruppenzugehörigkeit geeignet ist. Auch die hier durchgeführten Tests attestieren eine hohe Matching-Qualität.

Analog dazu können fortfolgend in Tab. 7 und 8 die Ergebnisse aus der Verkaufsstichprobe bestätigt werden. So kann für die Verkäuferstichprobe über alle

Tab. 7 Balancing-Tests der internationalen Verkäuferstichprobe

Variable	Unmatched		Mean			t-test	
	Matched	Treated	Control	%bias	%bias Reduct	t	p-value
Fläche	U	9,65	9,28	41,50	–	5,78	0,00
	M	9,65	9,62	3,20	92,20	0,40	0,69
Etagen	U	2,08	1,94	28,00	–	3,97	0,00
	M	2,08	2,01	13,90	50,30	1,68	0,09
Alter	U	2,93	2,66	19,50	–	2,66	0,01
	M	2,93	3,10	–12,70	35,10	–1,67	0,10
Einzelmietler	U	0,15	0,18	–8,00	–	–1,12	0,27
	M	0,15	0,14	4,20	47,70	0,56	0,58
CBD	U	0,71	0,68	6,70	–	0,94	0,35
	M	0,71	0,69	4,10	39,20	0,52	0,60

Tab. 8 Balancing-Tests der internationalen Verkäuferstichprobe

Sample	Pseudo-R ²	LR- χ^2	χ^2/p -value	MeanBias	MedBias
Unmatched	0,047	52,02	0	20,7	19,5
Matched	0,006	5,67	0,34	7,6	4,2

Kovariaten eine deutliche Verbesserung der Matching-Qualität erreicht werden. Die Standardised Bias zeigt für 3 von 5 Kovariaten eine Reduzierung unter 5 % und die aufgeführten t-Tests zeigen, dass nach dem Matching keine signifikanten Gruppenunterschiede mehr erkennbar sind. Tab. 8 bestätigt analog die bereits oben beschriebenen Ergebnisse.

Auch in Tab. 9 können die Ergebnisse aus der gemeinsamen Stichprobe aus internationalen Teilnehmern bestätigt werden. Der Standardised Bias zeigt eine erhebliche Reduzierung für 4 von 5 Kovariaten. Weiterhin attestieren die Ergebnisse vom t-Tests, dass nach dem Matching keine signifikanten Gruppenunterschiede mehr erkennbar sind. Tab. 10 bestätigt auch hier die bereits oben beschriebenen Ergebnisse.

Zusammenfassend kann aus den Tab. 5, 6, 7, 8, 9 und 10 geschlossen werden, dass ein Matching auf Basis des Propensity Score zu einer hinreichend akzeptablen Matching-Qualität führt. Es bestehen zwar vereinzelt Kovariate, die nach dem Matching eine größere Standardised Bias aufweisen als vor dem Matching, jedoch kann nach dem von Rosenbaum und Rubin (1985) definiertem Maß für eine große Standardised Bias von 20 % über alle Stichproben bestätigt werden, dass das Matching zu einer deutlichen Reduzierung unterhalb von 10 % geführt hat. T-Tests, Vergleich von Pseudo-R² und LR- χ^2 -Tests bestätigen die Ergebnisse. Die Zuordnung zu Versuchs- oder Vergleichsgruppe kann entsprechend als zufällig aufgefasst werden, sodass Interventionsteilnehmer und Nichtteilnehmer im Durchschnitt als näherungsweise identische Untersuchungsobjekte aufgefasst werden können.

Nachdem die Frage der Selektionsverzerrung mit Hilfe des Propensity Scoring-Verfahrens geklärt wurde, wendet sich die Analyse der in Gl. 5, 6 und 7 angegebenen

Tab. 9 Balancing-Tests der internationalen Käufer- und Verkäuferstichprobe

Variable	Unmatched Matched	Mean				t-test	
		Treated	Control	%bias	%bias Reduct	t	p-value
Fläche	U	9,59	9,15	48,50	–	6,91	0,00
	M	9,58	9,57	1,00	97,90	0,18	0,86
Etagen	U	2,07	1,87	40,50	–	5,62	0,00
	M	2,05	2,01	9,30	76,90	1,44	0,15
Alter	U	2,80	2,70	6,90	–	0,98	0,33
	M	2,80	2,90	–7,00	–2,70	–1,17	0,24
Einzelmieter	U	0,16	0,19	–6,90	–	–0,98	0,33
	M	0,16	0,16	0,00	100,00	0,00	1,00
CBD	U	0,69	0,70	–1,80	–	–0,25	0,80
	M	0,69	0,70	–3,40	–86,60	–0,54	0,59

Tab. 10 Balancing-Tests der internationalen Käufer- und Verkäuferstichprobe

Sample	Pseudo-R ²	LR- χ^2	χ^2/p -value	MeanBias	MedBias
Unmatched	0,056	62,92	0	20,9	6,9
Matched	0,003	4,29	0,509	4,2	3,4

Schätzung zu, die dazu dient zu ermitteln, ob internationale Anleger unterschiedliche Preise zahlen oder erhalten.

Nachfolgend sollen die drei Stichproben aufbauend auf das Matching mittels OLS-Regression (Cross Sectional mithilfe von Zeit-Dummies) analysiert werden. Die Regressionsergebnisse für die erste Jahreshälfte als auch über den gesamten Untersuchungszeitraum (2008–2018) zeigen signifikante Ergebnisse. Weiterhin fällt bei der Untersuchung von Zeit-Dummies auf, dass die zweite Jahreshälfte im Zeitraum 2014–2018 hoch signifikante Ergebnisse liefert. Demnach soll Fokus und Schwerpunkt der nachfolgenden Regressionsanalyse die zweite Jahreshälfte für den Zeitraum 2014 bis 2018 sein, was auch zusätzlich die Robustheit der Ergebnisse bestätigt. Die Balancing Tests wurden hierfür analog durchgeführt und zeigen ebenfalls eine sehr gute Matching-Qualität.

Tab. 11 zeigt die Ergebnisse der Regressionsanalysen (Cross Sectional) separat für internationale Käufer (links) und Verkäufer (rechts). Die Kalenderjahre werden mit Dummy-Variablen aufgegriffen. Dargestellt werden pro Stichprobe die Koeffizienten (Koeff.) und Standardfehler (SF). Die abhängige Variable ist der logarithmierte Quadratmeterpreis. Die unabhängigen Variablen bestehen aus Gebäudemerkmalen und Investoren-Dummy-Variablen, die den Wert 1 annehmen, falls diese Eigenschaft zutrifft. Die statistische Signifikanz von 1, 5 und 10 % wird mit ***, ** und * angegeben. Fläche, Etagen und Alter sind Logarithmus-Werte. Das Alter bezieht sich auf das Baujahr zum Zeitpunkt der Transaktion. Vermietung ist eine Prozentzahl. Single Tenant und CBD sind Dummy-Variablen, die den Wert 1 annehmen, falls diese Eigenschaft zutrifft. N bezeichnet den Stichprobenumfang. Der Breusch-Pagan-Test zeigt die p -Werte der Regressionsanalysen. VIF bezeichnet den Mittelwert Variance Inflation Factor über alle Variablen.

Tab. 11 zeigt die Regressionsergebnisse der Transaktionen nach dem Matching. Die linke Seite zeigt die Ergebnisse der internationale Käufer und die rechte Seite die der internationale Verkäufer. Die Modelle erklären ca. 47 % der Variation des Preises pro Quadratmeter und die Mittelwerte des VIF liegen bei ca. 2,1 bzw. 1,5 wie in vergleichbaren Studien (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015). Mithilfe des Breusch-Pagan-Tests können für beide Stichproben die Nullhypothesen nicht abgelehnt werden, sodass die Residuen homoskedastisch verteilt sind.

In der internationalen Käuferstichprobe fällt auf, dass alle Gebäudemerkmale signifikant sind. Da die Variablen Fläche, Etagen und Alter logarithmiert sind, müssen die Ergebnisse als Elastizitäten interpretiert werden. Eine Erhöhung der Fläche um 1 % führt zu einer Reduzierung des Preises um 0,11 % bei Konstanzhaltung aller anderen Variablen. Eine Erhöhung des Alters zum Zeitpunkt der Transaktion um 1 % führt zu einer Reduzierung des Preises um 0,10 %. Eine Erhöhung der Etagen um 1 % führt zu einer Erhöhung des Preises um 0,28 %. Weiterhin ist die Vermietungsvariable signifikant mit einem positiven Vorzeichen. Demnach geht eine höhere

Tab. 11 Regressionsanalyse internationale Käufer bzw. Verkäufer (2014–2018)

Stichprobe	Internationale Käufer		Internationale Verkäufer	
	Koeff	SF	Koeff	SF
Gebäudemerkmale				
Fläche	-0,11***	(0,04)	-0,14***	(0,04)
Etagen	0,28***	(0,06)	0,32***	(0,06)
Alter	-0,10***	(0,02)	-0,10***	(0,03)
Vermietung	0,28*	(0,17)	0,20	(0,21)
Single Tenant	0,11*	(0,06)	0,14**	(0,07)
CBD	0,38***	(0,07)	0,44***	(0,07)
Investoren-Dummy				
Int. Investor	0,10	(0,06)	-0,15**	(0,06)
Joint Venture	0,04	(0,12)	0,11	(0,10)
Equity Fund	-0,22	(0,19)	-0,16	(0,18)
REOC	-0,03	(0,14)	-0,14	(0,12)
Versicherung	0,04	(0,17)	0,07	(0,14)
Bank	-0,01	(0,14)	-0,28***	(0,10)
Entwickler	-0,19	(0,15)	-0,06	(0,12)
Inv. Manager	-0,07	(0,12)	-0,04	(0,08)
Privat	-0,23	(0,21)	-0,26**	(0,12)
Andere	0,04	(0,13)	-0,29	(0,11)
N	253		208	
Adj. R ²	46,53 %		47,35 %	
Breusch Pagan	0,64		0,87	
Mean VIF	2,12		1,48	

Fläche bei Konstanthaltung aller anderen Variablen mit einem reduzierten Verkaufspreis einher. Die Variablen CBD und Single Tenant sind Dummy-Variablen. Das Ergebnis sagt aus, dass wenn ein Gebäude sich in einer CBD-Lage befindet, steigt der Preis um ca. 36 %. Analog steigt der Preis um ca. 11 %, falls es sich beim Gebäude um einen einzelnen Mieter handelt.

Beim Betrachten der Investoren-Dummies ist keine der Variablen der internationalen Investoren signifikant. Die Ergebnisse bestätigen damit nicht die Evidenz der bestehenden Literatur (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015), wonach internationale Käufer signifikante Prämien im Ankauf zahlen.

Beim Betrachten der rechten Hälfte der Tab. 11 werden analog zum oben beschriebenen Vorgehen die internationalen Verkäufer analysiert. Es ist festzustellen, dass Vorzeichen und auch die Werte ähnlich zur Käuferstichprobe sind. Allerdings ist die Vermietungsvariable nicht signifikant. Demnach geht eine höhere Fläche ceteris paribus mit einem reduzierten Verkaufspreis einher, analog dazu auch das Gebäudealter zum Zeitpunkt der Transaktion. Weiterhin kann festgestellt werden, dass eine Erhöhung der Etagenanzahl ceteris paribus mit einem höheren Verkaufspreis einhergeht. Analog dazu steigt der Verkaufspreis bei einem Einzelmietler bzw. einer CBD-Lage.

Da sich Investoren in den verschiedenen Strategien deutlich unterscheiden, könnte die Ergebnisse in einer allgemeinen Betrachtung verzerrt sein. Insbesondere kommen bestimmte Investorenklassen in den Genuss von Steuervorteilen und haben einen besseren Zugang zu den Kapitalmärkten, was zu niedrigeren Kapitalkosten führt und ihnen die Möglichkeit gibt, andere Investoren für einen bestimmten Plan der Betriebseinnahmen zu überbieten. Wir versuchen, den Einfluss dieser Anlegerklientel durch Indikatorvariablen bzw. Investoren-Dummies im Stichprobenverfahren zu begrenzen. Insgesamt verringert das Matching die Unterschiede in der Repräsentation der Anlegertypen zwischen der lokalen und der nicht-lokalen Stichprobe. Als zusätzlichen Test schätzen wir Gl. 5, 6 und 7 mit Interaktionstermen für den Indikator für internationale Investoren. Diese Investoren-Dummies geben auch hier weitere Aufschlüsse über ein Premium oder Abschlag im Verkauf von internationalen Investoren. Demnach belegen die Ergebnisse, dass internationale Investoren, im Vergleich zu ähnlichen von nationalen Investoren verkauften Büroimmobilien, schätzungsweise ca. 14,7% weniger für den Verkauf erhalten. Bei genauerer Betrachtung der einzelnen Investoren fällt auf, dass insbesondere Banken und private, internationale Investoren mit einem signifikanten Abschlag verkaufen. Auch hier stehen die Ergebnisse mit der bestehenden Literatur im Einklang, sowohl von den Vorzeichen als auch qualitativ von den absoluten Werten (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015).

Tab. 12 zeigt die Ergebnisse der Regressionsanalysen (Cross Sectional) der gemeinsamen Stichprobe (internationalen Käufer und Verkäufer). Die Kalenderjahre werden mit Dummy-Variablen aufgegriffen. Dargestellt werden die Koeffizienten (Koeff.) und Standardfehler (SF). Die abhängige Variable ist der logarithmierte Quadratmeterpreis. Die unabhängigen Variablen bestehen aus Gebäudemerkmalen, die den Wert 1 annehmen, falls diese Eigenschaft zutrifft. Die statistische Signifikanz von 1, 5 und 10% wird mit ***, ** und * angegeben. Fläche, Etagen und Alter sind Logarithmus-Werte. Das Alter bezieht sich auf das Baujahr zum Zeitpunkt der Transaktion. Vermietung ist eine Prozentzahl. Single Tenant und CBD sind Dummy-Variablen, die den Wert 1 annehmen, falls diese Eigenschaft zutrifft. N bezeichnet den Stichprobenumfang. Der Breusch-Pagan-Test zeigt den p -Wert der Regressionsanalyse. VIF bezeichnet den Mittelwert Variance Inflation Factor über alle Variablen.

Tab. 12 zeigt die Regressionsergebnisse der Transaktionen nach dem Matching für die Stichprobe mit internationalen Teilnehmern, also entweder internationale Investoren auf der Käufer- oder Verkäuferseite. Um eine bessere Übersicht zu gewährleisten, werden hier nur Gebäudemerkmalen und Tests auf Asymmetrien und nicht gemessene Qualitätsaspekte dargestellt. Die Investorenbezogenen Variablen sind hier nicht aufgelistet. Die Modelle erklären ca. 50% der Variation des Preises pro Quadratmeter und der Mittelwert des VIF liegen bei 2,2 wie in vergleichbaren Studien (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015). Mithilfe des Breusch-Pagan-Tests kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden, sodass die Residuen homoskedastisch verteilt sind. Da die Ergebnisse weitestgehend mit denen aus Tab. 11 übereinstimmen und somit keine Differenzen erkennbar sind, soll Fokus in der weiteren Analyse auf die beschriebenen Tests aus Gl. 8 und 9 gelegt werden.

Beim Test auf Asymmetrie aus Gl. 8 zeigt ein positiver (negativer) Koeffizient an, dass Käufer eines bestimmten Typs ein Premium zahlen (einen Abschlag erhal-

Tab. 12 Regressionsanalyse internationale Käufer und Verkäufer (2014–2018)

Stichprobe	Internationale Käufer und Käufer	
	Koeff	SF
Gebäudemerkmale		
Fläche	-0,14***	(0,03)
Etagen	0,23***	(0,06)
Alter	-0,11***	(0,02)
Vermietung	0,45***	(0,17)
Single Tenant	-0,06	(0,05)
CBD	0,32***	(0,06)
Asymetrie-Test		
Int. Käufer	0,13**	(0,06)
Test auf nicht gemessene Qualitätsaspekte		
Int. Investoren	-0,01	(0,07)
N	328	
Adj. R ²	50,10 %	
Breusch Pagan	0,62	
Mean VIF	2,21	

ten), das nicht mit dem übereinstimmt, was Verkäufer desselben Typs beim Verkauf erhalten. Die Variable des internationalen Käufers ist positiv und statistisch signifikant. Ein internationaler Käufer zahlt ein Premium von ca. 13,1 %, wenn auf der Verkäuferseite ein nationaler Investor vertreten ist. Der geschätzte Koeffizient zeigt also, dass internationale Käufer für die gekaufte Immobilie – verglichen zu den Immobilien von nationalen Investoren – signifikant mehr zahlen. Das Ergebnis für die Unterschiede in der Bewertung deutet darauf hin, dass der Grad der Überbezahlung signifikant ist, wenn internationale von nationalen Investoren kaufen.

Weiterhin zeigen in diesem Zusammenhang Genesove und Mayer (1997, 2001), dass weitere finanzwirtschaftliche Charakteristika der Investoren, welche in diesem Modell nicht aufgenommen sind, die Transaktionspreise für Wohnimmobilien in Boston (USA) beeinflussen. Investoren mit einer höheren Finanzierungsquote haben höhere Reservierungspreise und halten in einem normalen Markt höhere Preise aus. Demnach setzen diese Investoren höhere Angebotspreise von 25 bis 35 % der Differenz zwischen dem erwarteten Verkaufspreis der Immobilie und ihrem ursprünglichen Kaufpreis an und weisen ein viel geringeres Verkaufsrisiko auf als andere Verkäufer.

Auf der anderen Seite können Koster, Van Ommeren und Rietveld (2014) in ihrer Studie belegen, dass für Bürogebäude ein Premium von 4 % gezahlt wird, das einen Landmark-Charakter besitzt. Solche Charakteristika sind insbesondere durch die Höhe, Visibilität und die Lage der Gebäude geprägt. Sowohl für Tab. 11 als auch Tab. 12 können über alle drei Teilstichproben hochsignifikante Prämien für die Variablen CBD und Etagenanzahl aufgezeigt werden. Auch Noonan (2007) kann in einer empirischen Analyse von Wohnimmobilien zeigen, dass für solche Landmark-Gebäude ein Premium gezahlt wird. Ferner dokumentieren Gibilaro und Mattarocci (2016), dass Landmark-Gebäude Diversifikationsvorteile für institutionelle Investo-

ren bieten, sodass letztendlich die gezahlten Prämien zumindest in dieser Hinsicht rational erklärbar sind.

Beim Test auf nicht gemessene Qualitätsmerkmale aus Gl. 9 deutet ein positiver (negativer) Koeffizient darauf hin, dass internationale Investoren höheren (niedrigeren) Preisen pro Quadratmeter zahlen. Es stehen also sowohl internationale Käufer als auch Verkäufer in der Transaktion auf der jeweiligen Seite. Ziel soll eine weiterführende Untersuchung auf mögliche nicht beobachtbare Selektionsverzerrungen (Hidden Bias) sein, die trotz des Matchings auftreten können (Devaney und Scofield 2017; Liu et al. 2015). Ein positiver, signifikanter Koeffizient würde darauf hindeuten, dass internationale Investoren auf Immobilien abzielen, die sowohl in Bezug auf die gemessenen Dimensionen, die in diesem Datensatz verfügbar sind, als auch in Bezug auf nicht gemessene Merkmale (die Aspekte wie Mieterqualität, Mietverträge und Zustand umfassen können) eine höhere Qualität aufweisen. Diese Werte werden nicht bestätigt, sodass eine weiterführende Selektionsverzerrung ausgeschlossen werden kann. Damit können auch die Ergebnisse von Eichholtz et al. (2016) nicht bestätigt werden, wonach nicht gemessene Qualitätsaspekte einen höheren Kaufpreis für Büros an den jeweiligen Standorten erklären. Zukünftige Forschungen könnten hier ergänzend den Einfluss von Büromieten auf den Transaktionspreis messen.

Als zusätzliche Überprüfung der Robustheit werden die in den Tab. 11 und 12 dargestellten Schätzungen weiterführend analysiert. Die Ergebnisse bleiben auch dann konsistent, wenn eine zusätzliche Einschränkung vorgenommen wird, die verlangt, dass internationale Transaktionen nur nach oder zusätzlich mit dem Anlegertyp abgeglichen werden, oder wenn nur Transaktionen zwischen internationalen und nationalen berücksichtigt werden. Auch unter Berücksichtigung einer mehrfach rollierenden (1 Jahr Überlappung im Zeitraum von 3 und 4 Jahren) Regression unter verschiedenen Zeiträumen sind die Ergebnisse qualitativ unverändert zu den zuvor diskutierten.

5 Fazit

Zusammenfassend zeigen unsere Analysen, dass internationale Investoren die Preise am deutschen Markt für Büroimmobilien signifikant in Form von Preisauflagen bzw. Preisabschlägen beeinflussen. Unter Verwendung von Propensity Scores wird aufgezeigt, dass internationale Investoren im Vergleich zu ähnlichen Immobilien, die von nationalen Investoren gekauft und verkauft werden, mit einem signifikanten Abschlag von ca. 14,7% verkaufen, während ein signifikanter Preisauflagen internationaler Käufer nur dann realisiert wird, wenn auf der Verkäuferseite ein nationaler Investor vertreten ist. Dabei beträgt das gezahlte Premium ca. 13,1%. Diese Befunde zeigen sich konsistent zur präsentierten Evidenz von Liu et al. (2015) für die USA, die zum Schluss kommen, dass nicht-lokale Investoren ein Premium in Höhe von 13,8% im Ankauf zahlen und einen Abschlag im Verkauf von 7% erhalten.

Aus den eingangs beschriebenen Erklärungsansätzen in der bestehenden Literatur lassen sich weitere Schlussfolgerungen ziehen. Selektionsverzerrungen als mögliche Erklärung können durch das Propensity Score-Matching mit statistischer Signifikanz ausgeschlossen werden. Weiterführende Tests auf nicht gemessene Qualitätsaspekte

in Tab. 12 können auch keine weiteren Selektionsverzerrungen bzw. „Hidden Bias“ aufzeigen. Als weitere mögliche Erklärung wird auf Unterschiede der Investorenklientel eingegangen. Wenn internationale Investoren bei Immobilieninvestments eine reine Cash-on-Cash-Rendite verfolgen, wonach alle Kosten vom jährlichen Cash Flow abgezogen werden, dann sollte dies bei einer geringeren Eigenkapitalverzinsung des internationalen Investors zu höheren Ankaufspreisen bzw. zu geringerer Ankaufsrendite führen. Die Evidenz zeigt einen Preisabschlag beim Verkauf bei Banken und privaten internationalen Verkäufern, sodass das Anlegerklientel eine weitere mögliche Erklärung für die unterschiedliche Preisgestaltung sein kann. Für eine weiterführende Analyse müssten jedoch nach dem Verkauf die nachfolgenden Käufer analysiert werden, um weitere Rückschlüsse auf das Investorenklientel zu treffen. Wie oben bereits zu Genesove und Mayer (1997, 2001) beschrieben halten Investoren mit einer höheren Finanzierungsquote höhere Preise als ihre Wettbewerber mit einer geringeren Finanzierungsquote aus. In diesem Zusammenhang könnten für zukünftige Forschungen die Finanzierungsstrukturen der Käufer untersucht werden, um weitere Rückschlüsse auf Eigenkapitalanforderungen oder Diskontierungszinssätze zu gewinnen, die unsere aufgezeigten Preisdifferenzen relativieren könnten.

Die eingangs beschriebene Theorie und somit ein weiterer möglicher Erklärungsansatz aus der bestehenden Literatur ist ein sogenannter Home Bias, wonach internationale Käufer mit Informationsasymmetrien konfrontiert werden und Preisaufschläge erfahren. Die Ergebnisse könnten auf einen Home Bias hindeuten, jedoch sind dafür weiterführende Analysen und Methoden notwendig, die für zukünftige Forschungen relevant sein können. Zusätzlich können Immobilienpreise durch Referenzpunkte aus dem internationalen Markt verankert werden, was zu Prämien von Investoren aus teuren, internationalen Immobilienmärkten führen kann. Dementsprechend kann es sein, dass internationale Investoren aus entwickelten Märkten kommen, die auch preislich über dem des Investitionsmarktes liegen, was als Verankerungseffekt bezeichnet wird. Da diese Arbeit den Fokus auf den deutschen Anlagemarkt untersucht, kann hierzu keine Aussage getroffen werden.

Wie zu Beginn erwähnt, sehen sich internationale Investoren vielfach mit einem Kompromiss zwischen Diversifizierungsvorteilen und Informationsnachteilen konfrontiert. Dabei belegen Zahlreiche Studien diesen Kompromiss nicht nur für Immobilieninvestments, sondern auch im Bereich Aktien, Anleihen und Investmentfonds. Tesar und Werner (1995) zeigen unter anderem, dass die Vorteile der Diversifizierung – damit auch analog die potenziellen Gewinne – die Nachteile überwiegen. Zusätzlich zeigen weitere Studien, dass institutionelle Investoren ein Premium für Landmark-Gebäude zahlen, die ein Alleinstellungsmerkmal haben (Koster et al. 2014; Noonan 2007). Ferner dokumentieren Gibilaro und Mattarocci (2016), dass Landmark-Gebäude Diversifikationsvorteile für institutionelle Investoren bieten, sodass die gezielte Suche nach Diversifizierungsmärkten im internationalen Umfeld auf der einen Seite üblich ist und der Landmark-Charakter auf der anderen Seite das Premium internationaler Investoren bzw. non-locals rational erklärbar machen könnte.

Insgesamt lassen sich wichtige Limitationen des Modells ableiten. Zum einen muss der untersuchte Zeithorizont differenziert betrachtet werden. Dabei liefert das

Modell über den gesamten Zeithorizont signifikante Werte. Die Erklärungskraft der Modelle und auch das Matching liefern statistisch bessere Werte für die zweite Jahreshälfte. Beim Unterscheiden zwischen Gebäudemerkmalen und Investorenvariablen fällt auf, dass die Ergebnisse zu Gebäudemerkmalen auch dann konsistent bleiben, wenn zusätzliche Einschränkungen vorgenommen werden. Auch unter Berücksichtigung einer mehrfach rollierenden Regression unter verschiedenen Zeiträumen sind die Ergebnisse qualitativ unverändert zu den zuvor diskutierten. Die Variablen der internationalen Investoren und damit auch die Prämien sind nicht so stabil wie die Gebäudemerkmale und zeigen vereinzelt (rollierend) über den gesamten Zeithorizont keine signifikanten Werte, auch wenn die Anzahl signifikanter Werte in der Gesamtbetrachtung deutlich überwiegt.

Ein weiterer Punkt, der hier vernachlässigt wird, ist die Differenzierung der internationalen Investoren. Devaney, Scofield und Zhang (2019), liefern dafür einen weiteren wichtigen Beitrag. Darin verdeutlichen die Autoren, dass die Betrachtung von internationalen Investoren als eine Gesamtgruppe zu Verzerrungen führen kann, wenn die Präferenzen für bestimmte Eigenschaften zwischen Investoren aus verschiedenen Ländern variieren. Kulturelle und institutionelle Faktoren können die Risiko- und Ertragspräferenzen verschiedener Anlegergruppen beeinflussen und damit auch die Präferenzen für jene Attribute, die die Wertentwicklung von Vermögenswerten beeinflussen, was zu unterschiedlichen Ergebnissen beim Erwerb von Vermögenswerten führt. Darüber hinaus werden im Modell keine finanzwirtschaftlichen oder arbeitsmarktrelevanten Daten verwendet, sodass keine Aussagen bzw. weiteren Implikationen im untersuchten Markt und Herkunftsland der Investoren als Erklärungsansatz zu Verankerungseffekten getroffen werden können. Für zukünftige Forschungen könnten somit weitere Variablen einbezogen und untersucht werden, wie z. B. der Zugang der Anleger zu den globalen Kapitalmärkten oder die geschaffenen Möglichkeiten durch Wechselkursschwankungen, die es ausländischen Investoren ermöglichen, lokale Konkurrenten zu überbieten, wo Mauck und Price (2017) bzw. Eichholtz et al. (2001) bereits fundamentale Erkenntnisse aufzeigen, sodass die gezeigten Preisaufschläge und Preisabschläge weiter abgeschwächt werden könnten. Weitere wichtige Kennzahlen, die hier im Modell vernachlässigt werden, sind die Mietniveaus der Bürogebäude und die damit zusammenhängenden Renditen der jeweiligen Transaktionen. Höhere Mietniveaus in einem Gebäude gehen mit einem höheren Quadratmeterpreis einher, was eine weitere (quantitativ messbare) mögliche Erklärung und Rechtfertigung höherer Preise von internationalen Investoren sein könnte. Insgesamt gibt es im Modell keine Differenzierung zwischen Asset- oder Share-Deals, wo im letztgenannten Fall Grunderwerbssteuern bis zu 6,5 % pro Transaktion eingespart werden kann und die Ankaufpreise entsprechend reduziert. Analog dazu könnte diese Einsparung im Ankauf auch ein Erklärungsansatz für den aufgezeigten Preisabschlag im Verkauf sein.

Außerdem wäre es für zukünftige Forschungen interessant, die Aktivitäten ausländischer Investoren und die Preisgestaltung in anderen Städten, auch auf weniger transparenten Märkten, zu untersuchen. In Ergänzung zur Dummy-Variable CBD könnten man zusätzlich die geographische Distanz zu relevanten Lageobjekten, wie z. B. Bahnhof oder Flughafen als hedonische Variable mit aufnehmen. Dabei kann insbesondere auf weitere Matching-Algorithmen bzw. andere Methoden im Ver-

gleich zum Propensity Scoring Verfahren zurückgegriffen werden. Iacus, King, und Porro (2017) erörtern eine Methode zur Verbesserung kausaler Schlussfolgerungen, die „Coarsened Exact Matching“ (CEM) genannt wird, und die neue Klasse der Matching-Methoden „Monotonic Imbalance Bounding“ (MIB), die von der CEM abgeleitet ist.

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Die in diesem Artikel enthaltenen Bilder und sonstiges Drittmaterial unterliegen ebenfalls der genannten Creative Commons Lizenz, sofern sich aus der Abbildungslegende nichts anderes ergibt. Sofern das betreffende Material nicht unter der genannten Creative Commons Lizenz steht und die betreffende Handlung nicht nach gesetzlichen Vorschriften erlaubt ist, ist für die oben aufgeführten Weiterverwendungen des Materials die Einwilligung des jeweiligen Rechteinhabers einzuholen.

Weitere Details zur Lizenz entnehmen Sie bitte der Lizenzinformation auf <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>.

Literatur

Verwendete Literatur

- Bradshaw MT, Bushee BJ, Miller GS (2004) Accounting choice, home bias, and U.S. Investment in non-U.S. Firms. *J Accounting Res* 42(5):795–841
- Caliendo M, Kopeinig S (2008) Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *J Econ Surv* 22(1):31–72
- Chinloy P, Hardin W III, Wu Z (2013) Price, place, people, and local experience. *J Real Estate Res* 35(1):477–505
- Claretie MT, Thistle P (2007) The effect of time-on-market and location on search costs and anchoring. The case of single-family properties. *J Real Estate Finan Econ* 35(2):181–196
- Colwell PF, Munneke HJ (2006) Bargaining strength and property class in office markets. *J Real Estate Finan Econ* 33(3):197–213
- Coval JD, Moskowitz TJ (1999) Home bias at home: local equity preference in domestic portfolios. *THE JOURNAL OF FINANCE* 54(6):2045–2073
- Devaney S, Scofield D (2017) Do „foreigners“ pay more? The effects of investor type and nationality on office transaction prices in New York City. *J Prop Res* 34(1):1–18
- Devaney S, Scofield D, Zhang F (2019) Only the best? Exploring cross-border investor preferences in US gateway cities. *J Real Estate Finan Econ* 59(1):490–513
- Diyarbakirlioglu E (2011) Domestic and foreign country bias in international equity portfolios. *J Multinatl Financial Manag* 21(5):301–329
- Eichholtz P, Koedijk K, Schweitzer M (2001) Global property investment and the costs of international diversification. *J Int Money Finance* 20(3):349–366
- Eichholtz P, Holtermans R, Yönder E (2016) The economic effects of owner distance and local property management in US office markets. *J Econ Geogr* 16(1):781–803
- Fahrländer SS (2007) Hedonische Immobilienbewertung: Eine empirische Untersuchung der Schweizer Märkte für Wohneigentum 1985 bis 2005. Universität Bern, Diss. Martin Maidenbauer Verlagsbuchhandlung
- Ferreira MA, Miguel AF (2011) The determinants of domestic and foreign bond bias. *J Multinatl Financial Manag* 21(5):279–300
- Fidora M, Fratzscher M, Thimann C (2007) Home bias in global bond and equity markets: the role of real exchange rate volatility. *J Int Money Finance* 26(4):631–655
- Gaar E, Scherer D, Schiereck D (2020) The home bias and the local bias: a survey. *Manag Rev Q* 72:21–57
- Genesove D, Mayer C (1997) Equity and time to sale in the real estate market. *Am Econ Rev* 87(3):255–269

- Genesove D, Mayer C (2001) Loss-aversion and seller behavior: evidence from the housing market. *Q J Econ* 116(4):1233–1260
- Giannetti M, Laeven L (2016) Local ownership, crises, and asset prices: evidence from US mutual funds. *Rev Financ* 20(3):947–978
- Gibilaro L, Mattarocci G (2016) Landmark buildings and diversification opportunities in the residential market. *Int J Hous Mark Anal* 9(4):429–445
- Harding JP, Rosenthal SS, Sirmans CF (2003) Estimating bargaining power in the market for existing homes. *Rev Econ Stat* 85(1):178–188
- Iacus SM, King G, Porro G (2017) Causal inference without balance checking: coarsened exact matching. *Polit anal* 20(1):1–24
- Ihlanfeldt K, Mayock T (2012) Information, search, and house prices: revisited. *J Real Estate Finance Econ* 44(1):90–115
- Kempf S (2015) Development of hedonic office rent indices. Example for German metropolitan areas. *Essays in Real Estate Research*, Bd. 5. Springer, Wiesbaden
- Koster HRA, Van Ommeren J, Rietveld P (2014) Is the sky the limit? High-rise buildings and office rents. *J Econ Geogr* 14(1):125–153
- Lambson VE, McQueen GR, Slade BA (2004) Do out-of-state buyers pay more for real estate? An examination of anchoring-induced bias and search costs. *J Real Estate Econ* 32(1):85–126
- Ling DC, Naranjo A, Petrova M (2018) Search costs, behavioral biases, and information intermediary effects. *J Real Estate Finance Econ* 57(1):114–151
- Liu Y, Gallimore P, Wiley JA (2015) Nonlocal office investors: anchored by their markets and impaired by their distance. *J Real Estate Finan Econ* 50(1):129–149
- Lütje T, Menkhoff L (2007) What drives home bias? Evidence from fund managers' views. *Int J Finance Econ* 12(1):21–35
- Maier G, Herath S (2014) Immobilienbewertung mit hedonischen Preismodellen. Theoretische Grundlagen und praktische Anwendungen. Springer, Wiesbaden
- Mauck N, Price SM (2017) Determinants of foreign versus domestic real estate investment: property level evidence from listed real estate investment firms. *J Real Estate Finance Econ* 54(1):17–57
- McAllister P, Nanda A (2015) Does foreign investment affect U.S. Office real estate prices? *J Portfolio Manag Spec Real Estate Issue* 41(6):38–47
- McAllister P, Nanda A (2016) Do foreign buyers compress office real estate cap rates? *J Real Estate Res* 38(4):569–594
- Noonan DS (2007) Finding an impact of preservation policies: price effects of historic landmarks on attached homes in Chicago, 1990–1999. *Econ Dev Q* 21(1):17–33
- Oehler A, Rummer M, Wendt S (2008) Portfolio selection of German investors: on the causes of home-biased investment decisions. *J Behav Finance* 9(3):149–162
- Rosen S (1974) Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *J Polit Econ* 82(1):34–55
- Rosenbaum PR, Rubin DB (1985) Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *Am Stat* 39(1):33–38
- Sanftenberg A (2015) Hedonische Modelle – Chancen und Anwendungsrestriktionen für die Grundstücks-wertermittlung eine empirische Analyse Berliner Mietshäuser von 1990 bis 2013. Universitätsverlag der TU, Berlin
- Sianesi B (2004) An evaluation of the active labour market programmes in Sweden. *Rev Econ Stat* 86(1):133–155
- Solnik BH, Zuo L (2016) Relative optimism and the home bias puzzle. *Rev Financ* 86(1):rfw21
- Tesar LL, Werner IM (1995) Home bias and high turnover. *J Int Money Finance* 14(4):467–492
- Tse Y (1999) Round-the-clock market efficiency and home bias: evidence from the international Japanese government bonds futures markets. *J Bank Finance* 23(12):1831–1860
- Zhou X, Gibler K, Zahirovic-Herbert V (2014) Asymmetric buyer information influence on price in a homogeneous housing market. *Urban Stud J Ltd* 52(5):891–905

Weiterführende Literatur

- Brachinger HW (2002) Statistical Theory of Hedonic Price Indices. DQE Working Papers 1. Department of Quantitative Economics, University, Freiburg/Fribourg
- Herath S, Maier G (2010) The hedonic price method in real estate and housing market research. A review of the literature. SRE—Discussion Papers, 2010/03. WU Vienna University of Economics and Business, Vienna