

HWZ Working Paper Series

Optimale Vermögensaufteilung
von Vorsorgeeinrichtungen unter
Einbezug von Schweizer Rendite-
immobilien

2022

**Eine Analyse mit Quartalsdaten von Schweizer
Finanzanlagen und Renditeimmobilien der
Periode 1996-2020**

Rudolf Marty

Optimale Vermögensaufteilung von Vorsorgeeinrichtungen unter Einbezug von Schweizer Renditeimmobilien

Eine Analyse mit Quartalsdaten von Schweizer Finanzanlagen und Renditeimmobilien der Periode 1996-2020

Rudolf Marty ¹

¹ Dr. Rudolf Marty ist Senior wissenschaftlicher Mitarbeiter am Swiss Real Estate Institute an der HWZ Hochschule für Wirtschaft Zürich (Schweiz). Seine E-Mail-Adresse lautet: rudolf.marty@swissrei.ch

Abstract

In dieser Studie werden mit Hilfe des Markowitz-Modelles optimale Allokationen für eine typische Schweizer Vorsorgeeinrichtung dokumentiert, die in inländischen Geldmarktanlagen, risikolosen Anleihen, Aktien und Renditeimmobilien investiert ist. Die optimalen Vermögensaufteilungen werden mit und ohne Berücksichtigung von Transaktionskosten berechnet. Aufgrund der vorteilhaften Diversifikationseigenschaften von Renditeimmobilien resultieren optimale Allokationen mit im Vergleich zu den tatsächlichen Anlagen von Schweizer Vorsorgeeinrichtungen (26%) deutlich zu hohen Immobilienanteilen (40%-60%, je nach Risikoaversion), sogar wenn für die Immobilienanlagen verglichen mit den Finanzanlagen relativ hohe Transaktionskosten unterstellt werden. Dieses Ergebnis bestätigt die mit internationalen Daten (d.h. vor allem mit US-, UK- und EU-Daten) erhaltenen Resultate, welche die tatsächlichen Immobilienquoten in den Portfolios institutioneller Anleger (Pensionsfonds) mit optimierten Immobilienanteilen verglichen und die letzteren ebenfalls als zu hoch bewerteten.

Schlüssel- Real Estate, Portfolio Choice, Asset Allocation

Wörter

Reviewed März und April 2022

Verfügbar Mai 2022

online

Inhaltsverzeichnis

1. EINLEITUNG	1
1.1 Fragestellung	1
1.2 Literatur	2
1.2.1 Immobilien im Mean-Variance-Modell neben Aktien, Staatsanleihen und Cash	2
1.2.2 Immobilien in dynamischen Ansätzen mit partiell prognostizierbaren Renditen	2
2. IMMOBILIEN IN EINEM PORTFOLIO-KONTEXT UNTER UNSICHERHEIT.....	3
2.1 Der Mittelwert-Varianz-(MV)-Ansatz mit Einbezug von Renditeimmobilien	3
2.2 Erweiterung des MV-Ansatzes um proportionale Transaktionskosten	5
2.3 Schätzung der Transaktionskosten von Finanz- und Immobilienanlagen	5
3. DATENBASIS UND DATENTRANSFORMATION.....	6
3.1 Datentransformation der Finanz- und Immobiliendaten.....	6
3.2 Deskriptive Statistiken	8
4. OPTIMALE VERMÖGENSALLOKATIONEN MIT RENDITEIMMOBILIEN.....	11
4.1 Optimale Allokation mit historischen Renditen ohne Transaktionskosten.....	12
4.2 Optimale Allokation mit historischen Renditen mit Transaktionskosten.....	14
4.3 Mögliche Gründe für die zu hohen MV-optimalen Immobilienquoten	16
5. ZUSAMMENFASSUNG	17
Anhang: Der MV-Ansatz mit proportionalen Transaktionskosten	19
6. LITERATURVERZEICHNIS.....	20

1. Einleitung

1.1 Fragestellung

Neben Geldmarktanlagen, Anleihen und Aktien sind direkte Wohnimmobilienanlagen (d. h. Renditeimmobilien) in der Schweiz eine wichtige Anlagekategorie von Schweizer Vorsorgeeinrichtungen. Obwohl vor allem für Finanzanlagen mit dem Mean-Variance-Ansatz (MV- bzw. Markowitz-Modell) eigentlich ein in der Praxis weit verbreitetes Hilfsmittel zur optimalen Vermögensaufteilung besteht, können mit diesem Ansatz Immobilien nur rudimentär abgebildet werden. Die Gründe dafür sind u. a. die verglichen mit Finanzanlagen schmalere Datenbasis und die bei Immobilien im Vergleich zu börsengehandelten Finanzanlagen höheren Transaktions- und Informationskosten. Ausgehend vom hauptsächlich für Aktien entwickelten MV-Ansatz soll dieser in der vorliegenden Studie in leicht modifizierter Form auf Finanzanlagen und Immobilien in Schweizer Franken angewendet werden. Dabei gilt es insbesondere den im Vergleich zu Finanzanlagen deutlich höheren Transaktionskosten von Immobilien bei der Berechnung der optimalen Vermögensaufteilung Rechnung zu tragen. In einem ersten Schritt sollen damit mit Hilfe eines um Transaktionskosten erweiterten MV-Ansatzes die optimalen Aktien-, Anleihen-, Immobilien- und Geldmarktanteile für eine repräsentative Vorsorgeeinrichtung berechnet werden.

Die im ersten Schritt hergeleiteten optimalen Immobilienanteile bestätigen die Resultate früherer Studien mit Hilfe von Daten vor allem von angelsächsischen Ländern und der Schweiz (siehe z. B. Hoesli et al., 2004 für eine Übersicht optimaler Immobilienquoten für sieben Industrieländer, darunter die Schweiz). Diese Untersuchungen zeigen durchweg «zu hohe optimierte» Immobilienquoten im Vergleich zu den effektiven Immobilienanteilen institutioneller Anleger. Im zweiten Schritt dieser Arbeit sollen die mittels des modifizierten MV-Ansatzes berechneten optimalen Immobilienquoten mit den tatsächlich in Schweizer Immobilien investierten Portfolioanteilen von Vorsorgeeinrichtungen verglichen werden. Dabei zeigt sich, dass bei Annahme von realistischen Transaktionskosten sich diese Differenz zwischen optimierten und effektiven Immobilienquoten zwar etwas verringert, dennoch aber relativ hoch bleibt und deshalb erklärungsbedürftig ist. Die Gründe für die Abweichung der MV-optimalen von den tatsächlichen Immobilienquoten könnten u. a. in der durch den «Asset Only»-Ansatz vernachlässigten Modellierung der Passivseite («liabilities») einer Vorsorgeeinrichtungen liegen.

1.2 Literatur

1.2.1 Immobilien im Mean-Variance-Modell neben Aktien, Staatsanleihen und Cash

Renditeimmobilien wurden u. a. von Hoesli et al. (2004) bei der Berechnung optimaler Vermögensallokationen neben nationalen und internationalen Aktien- und Obligationenanlagen berücksichtigt, wobei der Markowitz-Ansatz als theoretischer Rahmen diente. Unterstellt wurden dabei die für dieses Modell üblichen Annahmen wie Vernachlässigung von Informations- und Transaktionskosten und Steuern, d. h. effiziente Kapital- und Immobilienmärkte. Ein wichtiger Befund von Hoesli et al. (2004), welche die optimale Vermögensaufteilungen für 7 Länder (darunter die Schweiz) mittels des Markowitz-Ansatzes berechneten, war, dass ein effizientes Portfolio mit 16-26 % in direkten Immobilienanlagen in der Schweiz investiert sein sollte (Untersuchungsperiode: 1987-2001)². Dies ist gemessen an den tatsächlichen Immobilienquoten der Schweizer Pensionskassen leicht unterdurchschnittlich. Die Attraktivität von Renditeimmobilien liegt gemäss Hoesli et al. (2004) darin begründet, dass Immobilienanlagen nur eine geringe bis sogar leicht negative Korrelation mit den Finanzanlagen (d. h. vor allem mit Aktien) aufweisen, was sie aus Diversifikationsgründen ausserordentlich attraktiv macht. In der EU sind die Unterschiede zwischen den «optimierten» und tatsächlichen Immobilienanteilen in den Bilanzen der Pensionsfonds noch grösser. Gemäss der Studie von Fugazza et al. (2006) sollten die Pensionskassen nämlich je nach Anlagehorizont und Risikotoleranz optimale Immobilienquoten zwischen 12 und 44 % halten (neben Anlagen in europäischen Aktien, Staatsanleihen und Geldmarktanlagen). Laut einer Untersuchung von Pinatton und Amariei (2020) betrug der (tatsächliche) Immobilienanteil des durchschnittlichen Pensionsfonds in EU-Ländern im 4. Quartal 2018 nur 6 %.

1.2.2 Immobilien in dynamischen Ansätzen mit partiell prognostizierbaren Renditen

In den in jüngster Zeit entwickelten dynamischen Ansätzen der Vermögensaufteilung von Finanz- und Immobilienanlagen wird nicht mehr von der restriktiven Annahme unabhängiger und identischer Renditeverteilungen ausgegangen. Stattdessen wird zugelassen, dass die Anlagerenditen zeitlich voneinander abhängig und damit teilweise prognostizierbar sein können. Zusätzlich werden je nach Anlagekategorie unterschiedliche (proportionale) Transaktionskosten modelliert. Der statische MV-Ansatz, in dem in jeder Periode die Renditen der betrachteten Anlagekategorien unabhängig von der gesamten Renditehistorie der Vergangenheit sind, wird damit durch einen Mehrperioden-Ansatz ersetzt. Aber nur wenn in den Mehrperioden-Modellen

² Gemäss einer von der ZKB regelmässig publizierten Umfrage unter 517 Schweizer Vorsorgeeinrichtungen (die 80 Prozent aller Schweizer Pensionskassen abbilden) wiesen diese im Jahr 2011 einen durchschnittlichen Immobilienanteil von 20.7% ihres gesamten Anlagevermögens auf (siehe Swissscanto Vorsorge AG (2021)).

bestimmte (restriktive) Annahmen hinsichtlich der Anlagerpräferenzen gemacht werden, weisen die Optimierungsprobleme der Mehrperioden-Modelle relativ einfach interpretierbare Lösungen auf. Aus diesem Grund werden in der vorliegenden Studie die Optimierungsprobleme unter der (restriktiven) Annahme zeitlich unabhängiger Anlagerenditen formuliert, d. h. die Anlagerenditen sind nicht prognostizierbar («Random-Walk-Annahme»). Dies macht die Verwendung des bei Praktikern gut eingeführten MV-Ansatzes möglich.

2. Immobilien in einem Portfolio-Kontext unter Unsicherheit

In den folgenden beiden Abschnitten wird das Optimierungsproblem einer typischen Vorsorgeeinrichtung in der Schweiz dargestellt, die ihre Anlagen in Aktien, direkten Wohnimmobilienanlagen, risikolosen Anleihen und in kurzfristige risikolose Geldmarktanlagen in Schweizer Franken investiert. Dabei wird nur die Aktivseite der Bilanz der Vorsorgeeinrichtung betrachtet, d. h. es wird ein «Asset Only»-Ansatz gewählt. Dies bedeutet, dass die Auswirkungen gesamtwirtschaftlicher Grössen auf die Bilanz der Vorsorgeeinrichtung wie z. B. das Lohnwachstum oder die Inflation isoliert nur auf der Anlageseite analysiert werden können. Weiter wird unterstellt, dass sich die Vorsorgeeinrichtung an der erwarteten kaufkraftbereinigten (d. h. realen) Vermögensentwicklung ihres Anlageportfolios orientiert und risikoscheu bzw. risikoavers ist, d. h. eine bestimmte langfristige (reale) Rendite bei einer minimalen Variabilität der letzteren anstrebt³.

2.1 Der Mittelwert-Varianz-(MV)-Ansatz mit Einbezug von Renditeimmobilien

Der Vorsorgeeinrichtung zu Beginn einer beliebigen Periode $t+1$ stellt sich folgendes Maximierungsproblem unter vier Nebenbedingung:

$$(1) \quad \max_{\omega_t} E_t[\omega_t^s \cdot \exp(R_{t+1}^{sr}) + \omega_t^b \cdot \exp(R_{t+1}^{br}) + \omega_t^h \cdot \exp(R_{t+1}^{hr}) + (1 - \omega_t^s - \omega_t^b - \omega_t^h) \cdot \exp(R_{t+1}^{ir})]$$

wobei E_t den bedingten Erwartungswert darstellt und ω_t^s , ω_t^b und ω_t^h die (relativen) Anteile der Anlagen in Aktien, Anleihen und Wohnimmobilien am Ende der Periode t wiedergeben, d. h. der Vektor der Portfoliogewichte am Ende der Periode t bzw. zu Beginn der Periode $t+1$ ist definiert als $\omega_t = (\omega_t^s, \omega_t^b, \omega_t^h)'$. Die inflationsbereinigten (diskreten) Renditen der Aktien-, Anleihen-, Wohnimmobilien- und Geldmarktanlagen $\hat{R}_{t+1} = (\exp(R_{t+1}^{sr}), \exp(R_{t+1}^{br}), \exp(R_{t+1}^{hr}))$,

³ Die sogenannte Risikoaversion bestimmt, wie (unsichere) künftige Vermögensänderungen bewertet werden. Es wird davon ausgegangen, dass bei einer positiven Risikoaversion und einer bestimmten erwarteten Vermögensänderung stets diejenige Vermögensänderung mit der kleineren Unsicherheit bzw. Streuung bevorzugt wird. Bei Risikoneutralität (d. h. der Risikoaversionskoeffizient ist null) spielt nur die erwartete Vermögensänderung eine Rolle, d. h. deren Streuung ist irrelevant. In diesem Fall ist die Risikotoleranz (Kehrwert der Risikoaversion) unendlich gross.

$\exp(R_{t,t+1}^{lr})$) sind der Vorsorgeeinrichtung zu Beginn der Periode $t+1$ nicht mit Sicherheit bekannt⁴. Hinsichtlich der Portfolioanteile bestehen folgende drei Restriktionen⁵:

$$(2) \quad 0 \leq \omega_t^s < 1; 0 \leq \omega_t^b < 1; 0 \leq \omega_t^h < 1, 0 \leq (1 - \omega_t^s - \omega_t^b - \omega_t^h) < 1 \text{ (Leerverkaufsrestriktion)}$$

Das Modell bestehend aus der Gleichung (1) und den Ungleichungen in (2) lässt sich bei gemeinsam normalverteilten (diskreten) Renditen und/oder einer quadratischen Bewertungsfunktion des Anlegers (d. h. die Vorsorgeeinrichtung hat z. B. keine Verlustaversion) gemäss Markowitz (1952) als das folgendes (konvexe) quadratische Optimierungsproblem darstellen:

$$(3a) \quad \min_{\omega_t} \omega_t^T \cdot \text{Cov}_t[\hat{R}_{t+1}] \cdot \omega_t \text{ unter folgenden Nebenbedingungen:}$$

$$(3b) \quad \omega_t^T \cdot E_t[\hat{R}_{t+1}] \geq \mu_{t+1}$$

$$(3c) \quad 0 \leq \omega_t^s < 1; 0 \leq \omega_t^b < 1; 0 \leq \omega_t^h < 1; 0 \leq (1 - \omega_t^s - \omega_t^b - \omega_t^h) < 1$$

wobei μ_{t+1} die Zielrendite der Gesamtportfolios der Vorsorgeeinrichtung und $\text{Cov}_t[\hat{R}_{t+1}]$ die bedingte Kovarianzmatrix der inflationsbereinigten Aktien-, Anleihen-, Geldmarkt- und Immobilienrendite ist. Für die Lösung dieses Optimierungsproblems existieren für die einschlägigen Software-Paketen (z. B. R) bereits erstellte Programmcodes (z. B. `quadprog` und `DEoptim`). In vielen praktischen Anwendungen des MV-Ansatzes zeigte sich allerdings, dass die optimalen Portfoliogewichte ω_t sehr sensitiv vor allem in Bezug auf die erwarteten Renditen \hat{R}_{t+1} sind.

Gemäss obigem Modell werden die Renditen von Wohnimmobilien genauso abgebildet wie diejenigen von Finanzanlagen (Geldmarkt, Aktien, Obligationen), d. h. keine Informations- und Transaktionskosten, keine Steuern, was offensichtlich für Immobilien keine realitätsnahen Annahmen sind. Weiter wird typischerweise in Bezug auf die Renditen der einzelnen Anlagekategorien (Aktien, Anleihen, Immobilien, Geldmarktanlagen) unterstellt, dass sie zeitlich unabhängig voneinander (und damit nicht prognostizierbar) sind. Diese Annahme scheint ebenfalls vor allem im Fall von Immobilienrenditen zu restriktiv zu sein, weisen diese doch eine zeitliche (positive) Abhängigkeit auf (als Folge von häufig mehrere Jahre dauernden Preisanstiegen bzw. Preisrückgängen).

⁴ Im vorliegenden Modell existiert somit keine nominell risikolose Anlage, d. h. es wird das von Black (1972) modifizierte CAPM-Modell ohne risikolose Anlagemöglichkeit unterstellt.

⁵ Vorsorgeeinrichtungen dürfen gemäss der BVV 2-Verordnung über die berufliche Alters-, Hinterlassenen- und Invalidenvorsorge des Bundesamtes für Sozialversicherungen (BSV) keine «Short»-Positionen im Aktien-, Anleihen- und Immobilienmarkt halten (siehe BSV, 1984). Die Aktien- und Immobilienanteile dürfen zudem 50 bzw. 30 % ihres gesamten Vermögens nicht überschreiten.

2.2 Erweiterung des MV-Ansatzes um proportionale Transaktionskosten

Eine naheliegende Erweiterung des MV-Ansatzes unter Einbezug von Anlagen in Schweizer Wohnimmobilien ist die Einführung von Transaktionskosten (zumindest für die Anlagekategorie der Renditeimmobilien). Detailliert dargestellt wird der von Yashimoto (1996) um proportionale Transaktionskosten erweiterte MV-Ansatz im Anhang A1. Beim Modell von Yashimoto werden unterschiedlich hohe Transaktionskosten c_t^i , $i = 1, \dots, 4$ pro Anlagekategorie unterstellt, die proportional vom Transaktionsvolumen, d. h. von der Differenz des in der Periode t optimalen Portfolioanteils ω_t^i und des von der Vorperiode übertragenen Portfolioanteils ω_{t-1}^i abhängen (d. h. $c_t^i = k_t^i \cdot (\text{abs}(\omega_t^i - \omega_{t-1}^i))$), wobei $\text{abs}(\cdot)$ für den Absolutbetrag steht.

2.3 Schätzung der Transaktionskosten von Finanz- und Immobilienanlagen

Im diesem Abschnitt sollen die mit der Transaktion eines Finanzinstrumentes bzw. einer Renditeimmobilie verbundenen Transaktionskosten und Steuern⁶ berücksichtigt werden, d. h. die auf Finanzanlagen und Renditeimmobilien fällig werdenden Vermögens- und Liegenschafts- und Einkommenssteuern (z. B. auf Dividenden, Mieterträgen) werden vernachlässigt.

Bei einer Transaktion einer Renditeimmobilie fallen gemäss obiger Definition in den überwiegenden Fällen die Maklerprovision und Inerategebühren sowie Handänderungs- und Grundstückgewinnsteuern an (für juristische und natürliche Personen). Die Höhe der Handänderungs- und Grundstückgewinnsteuern sind abhängig vom Wertzuwachs des Objektes, von der Haltedauer und vom Standort der Immobilie, wobei bei der Grundstückgewinnsteuer die Steuertarife bis CHF 100'000 progressiv ausgestaltet sind, d. h. der durchschnittliche Steuersatz steigt mit der Zunahme der Wertänderung (Bemessungsgrundlage: Wertzunahme, d. h. Differenz zwischen Verkaufserlös und Anlagekosten). Mit zunehmender Haltedauer sinkt andererseits der Durchschnittssteuersatz. Die Handänderungssteuern hingegen werden in Prozent des Transaktionspreises erhoben (proportionaler Tarif). Als vereinfachende Annahme wird in der vorliegenden Arbeit von einer Renditeimmobilie im Kanton Zürich ausgegangen, die nach einer Anlagedauer von 10 Jahren gehandelt wird, wobei der Wertzuwachs CHF 0.5 Mio. betragen soll. Diese Wertzunahme unterliegt in diesem Fall einem durchschnittlichen Steuersatz von 30.3 % und die Handänderungssteuer entfällt (d. h. es fällt nur die Grundbuchgebühr an). Die Maklerprovisionen werden schliesslich in Prozent des Transaktionspreises verrechnet und dürften im Schnitt 3 % betragen. Aufgrund dieser Annahmen lassen sich die Transaktionskosten inklusive Steuern auf 0.75 % pro Quartal (d. h. ca. 3 % pro Jahr) schätzen⁷.

⁶ Vorsorgeeinrichtungen können in bestimmten Kantonen von der Handänderungssteuer befreit werden.

⁷ Bei der Bestimmung der Transaktionskostenhöhe werden vor allem hinsichtlich der Haltedauer Annahmen getroffen, die zu einem eher hohen durchschnittlichen Steuersatz führen, d. h. die Finanzanlagen werden damit steuerlich

Bei der Schätzung der Transaktionskosten für Finanzanlagen (Aktien-, Anleihen-, Geldmarktanlagen) werden die Verwaltungskosten der entsprechenden ETF-Anlagen (sog. „Total Expense Ratio“⁸) für Vorsorgestiftungen bzw. vermögende Privatanleger berücksichtigt. Diese liegen zwischen 0.03 % (für Geldmarktfonds) und 0.075 % pro Jahr (für Aktien, siehe NZZ (2019)). Werden zusätzlich die Umsatzabgabe (Stempelsteuer) auf inländische Finanzanlagen (0.075 % pro Jahr) und die Geld-Brief-Spanne (ca. 0.15 % pro Jahr) berücksichtigt, dürften die gesamten Transaktionskosten bei ungefähr 0.075 % pro Quartal (d. h. 0.3 % pro Jahr) liegen. Der Transaktionskostenvergleich zwischen Immobilien und Finanzanlagen ergibt somit, dass die letzteren bei Finanzanlagen um den Faktor 10 tiefer sind verglichen mit Renditeimmobilien⁹.

3. Datenbasis und Datentransformation

Bei den in dieser Studie verwendeten Daten handelt es sich um öffentlich verfügbare Zeitreihen von repräsentativen Indizes des Schweizer Aktien- (MSCI Performanceindex gross- und mittelkapitalisierter Schweizer Aktien (S_t)), risikoloser Anleihen- (SWX Performance-Index inländischer Staatsanleihen aller Laufzeiten (B_t); Kürzel: SBIDGT) und des Schweizer Renditeimmobilienmarktes (SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index (RE_t), Valor: IRE-ALC) sowie um zwei makroökonomische Zeitreihen (risikoloser dreimonatiger Geldmarktzins (ln_t : in % pro Jahr), d. h. Rendite auf dreimonatigen Geldmarktbuchforderungen des Bundes sowie Konsumentenpreisindex (CP_t), publiziert vom Bundesamt für Statistik)¹⁰.

3.1 Datentransformation der Finanz- und Immobiliendaten

Ausgehend von den im obigen Abschnitt ausgewählten, die entsprechenden Teilmärkte breit abbildenden Indizes¹¹ für den Schweizer Aktien-, Anleihen- und Renditeimmobilienmarkt müssen diese Indizes in kontinuierliche und inflationsbereinigte Renditen umgerechnet werden. Zu

gegenüber Immobilienanlagen privilegiert. Die degressive Ausgestaltung der Grundstückgewinnsteuer begünstigt hingegen eine möglichst lange Haltedauer (d. h. eine «buy and hold»-Strategie) bei einer Immobilienanlage.

⁸ In der Total Expense Ratio ist die Verwaltungsgebühr des ETF-Anbieters, nicht jedoch die Geld-Brief-Spanne und die Börsen-Umsatzabgabe (Stempelsteuer) enthalten.

⁹ Delfin und Hoesli (2019) dokumentieren in ihrer Studie mit Hilfe von US-Daten jährliche Transaktionskosten von US-Immobilienanlagen von 5.9 % und von Finanzanlagen von 0.12 bzw. 0.02 % für US-Aktien bzw. US-Anleihen.

¹⁰ Mit Ausnahme der Immobilien lassen sich aufgrund der ausschliesslichen Verwendung von aggregierten Indizes für 3 der 4 Anlagekategorien (Aktien, Anleihen, Geldmarktanlage), für die EFT-Anlageprodukte existieren, die in Kapitel 4 hergeleiteten Portfolios somit problemlos umsetzen bzw. replizieren.

¹¹ Bei den Indizes für den Aktien-, Staatsanleihen- und Immobilienmarkt handelt es sich um sogenannte „Total Return Indizes“, d. h. sie enthalten sowohl die Preisveränderungen als auch die „Cash“-Auszahlungen (Dividenden, Coupon-Zahlungen, Nettomietträge) der entsprechenden Anlagekategorien.

diesem Zweck werden von den logarithmierten Indizes die ersten Differenzen gebildet und von diesen werden die ersten Differenzen des logarithmierten Konsumentenpreisindex abgezogen. Die inflationsbereinigte (stetige) Aktienrendite R_{t+1}^{sr} während des Quartals t+1 berechnet sich dann gemäss folgender Formel:

$$(4) R_{t+1}^{sr} = \log(S_{t+1}/S_t) - \log(CP_{t+1}/CP_t)$$

wobei \log der natürliche Logarithmus ist und S_{t+1} bzw. CP_{t+1} den Aktienindex¹² bzw. den Index der Konsumentenpreise am Quartalsende t+1 wiedergibt.

Die um die Teuerungsrate bereinigte Rendite des Anleihenmarktes am Quartalsende t+1 ist folgendermassen definiert:

$$(5) R_{t+1}^{br} = \log(B_{t+1}/B_t) - \log(CP_{t+1}/CP_t)$$

wobei B_{t+1} der risikolose Anleihenindex (inklusive Couponzahlungen) am Ende des Quartals t+1 ist¹³.

Die kaufkraftbereinigte Rendite der Anlage in Mehrfamilienhäusern während des Quartals t+1 lässt sich folgendermassen berechnen:

$$(6) R_{t+1}^{br} = \log(RE_{t+1}/RE_t) - \log(CP_{t+1}/CP_t)$$

wobei RE_{t+1} der Wert des Wohnimmobilienportfolios inklusive der während des Quartals t+1 aufgelaufenen Mieterträge ist¹⁴.

Die reale (stetige) Rendite der Geldmarktanlage während des Quartals t+1 ist folgendermassen definiert:

$$(7) R_{t+1}^{ir} = \log(1 + I_n/100)/4 - \log(CP_{t+1}/CP_t)$$

wobei I_n die (nominelle) Rendite auf Geldmarktbuchforderungen der Eigenossenschaft am Ende des Quartals t bzw. zu Beginn des Quartals t+1 in % pro Jahr ist. Die Renditen der vier Anlagekategorien werden somit alle mit dem Konsumentenpreisindex deflationiert und basieren ausschliesslich auf Transaktionspreisen (d. h. keine Marktwertschätzungen). Sie geben damit die realen Aktien-, Anleihen-, Immobilien- und Geldmarktrenditen während eines Quartals wieder, da es sich bei allen Renditezeitreihen um Quartalsdaten handelt.

¹² Beim MSCI-Aktienindex der mittel- und grosskapitalisierten Schweizer Unternehmungen handelt es sich um einen Performance-Index, d. h. die Dividendenzahlungen werden reinvestiert.

¹³ Beim SWX Performance Index inländischer Staatsanleihen werden die Couponzahlungen reinvestiert.

¹⁴ Der SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index beruht ausschliesslich auf Transaktionspreisen (d. h. er enthält keine geschätzten Marktwerte). Die Nettomietträge werden bei diesem Index reinvestiert.

3.2 Deskriptive Statistiken

In den Tabellen 1 und 2 werden ausgewählte uni- und multivariate Statistiken der Renditen der vier Anlagekategorien für die Periode 1996 Q1–2000 Q4 aufgeführt¹⁵. Bemerkenswert an den durchschnittlichen Renditen im Quervergleich ist, dass die letzteren bei den Wohnimmobilien nur gut 1 %-Punkt unter den Aktienrenditen an zweiter Stelle und deutlich vor den Anleihenrenditen mit knapp 4 % liegen. Die Volatilität (d. h. annualisierte Standardabweichung) der Immobilienrendite mit annualisiert knapp 4 % beträgt hingegen nur ein Viertel der Aktienrendite, die mit annualisiert knapp 17 % mit Abstand den höchsten Wert aller vier untersuchten Anlagekategorien aufweist. Im internationalen Vergleich mit anderen Industrieländern zählen die Schweizer Aktienrenditen in Tabelle 1 zu den höchsten und ihre Volatilitäten entsprechen denjenigen anderer Industrieländer. Die Schweizer Wohnimmobilienrenditen liegen hingegen in der Gruppe von Ländern mit eher tiefen Wertzunahmen inklusive Mieterträgen¹⁶.

¹⁵ Die Renditen der vier Anlagekategorien werden in annualisierter Form wiedergegeben, d. h. die geometrischen Mittel der in Abschnitt 3.1 berechneten Quartalsrenditen werden mit 4 multipliziert, um annualisierte Mittelwerte zu erhalten. Um die in der Tabelle 1 aufgeführten annualisierten Standardabweichungen zu berechnen, müssen die Standardabweichungen der in Abschnitt 3.1 berechneten vierteljährlichen Renditen mit 2 multipliziert werden.

¹⁶ Für eine Übersicht über Immobilienrenditen und Mietzins-Wachstumsraten siehe Engsted und Pedersen (2015).

Tab 1: Statistiken reale Aktien-, Anleihen-, Immobilien- und Geldmarktrendite (annualisiert), 96 Q1-20 Q4

Statistiken	R_t^{sr} in %	R_t^{br} in %	R_t^{hr} in %	R_t^{ir} in %
$\bar{\mu}^{(1)}$ („Durchschnitt-Rendite“)	6.79	3.00	5.60	0.06
$\sigma^{(2)}$ („Volatilität“)	16.77	4.57	3.97 ⁷⁾	1.12
$\rho(1)^{(3)}$ („zeitliche Abhängigkeit“)	0.038	0.067	0.179	-0.237*
Überschuss-Kurtosis ⁴⁾ („Rendite-Ausreisser“)	1.47	-0.37	1.67	-0.27
Schiefte ⁵⁾ („Rendite-Asymmetrie“)	-0.64	-0.002	-0.467	-0.192
Stationarität ⁶⁾ (ADF-t-Statistik) („Momentum“)	-4.13***	-4.67***	-4.25***	-3.97**

Bemerkungen:
1) geometrisches Mittel 2) Standardabweichung 3) Autokorrelation 1. Ordnung (signifikant von Null abweichender Wert widerspricht der Annahme zeitlich voneinander unabhängiger Renditen)
4) Überschuss Kurtosis (Werte zwischen -2 und 2 widersprechen der Normalverteilung nicht)
5) Schiefe (Werte zwischen -2 und 2 widersprechen Normalverteilung nicht)
6) Dickey-Fuller t-Test (Stationarität); t/ADF: kritischer Wert von Dickey-Fuller Statistik (Drift and 4 Lags) (signifikante Abweichung von Null widerspricht Normalverteilung mit zeitunabhängigem Mittelwert)
7) Da die Immobilienrendite im Vergleich zur Anleihenrendite bei einer tieferen Volatilität eine höhere durchschnittliche Rendite aufweist, wird in der Literatur oft argumentiert, dass die „wahre“ Volatilität der Immobilienanlagen eher zwischen 8 und 10% liegen sollte, wobei als Begründung ein Glättungseffekt der Immobilienschätzer angeführt wird.
* bzw. ** bzw. ***: signifikant auf 10%- bzw. 5%- bzw. 1%-Niveau

Quellen: MSCI, SWX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

Die in Tabelle 1 aufgeführten deskriptiven Statistiken bestätigen weitgehend die Ergebnisse früherer Studien von Schweizer Kapitalmarkt- und Immobilienrenditen (z. B. Otruba, 1998), sofern die Realrenditen miteinander verglichen werden. Die beim MV-Ansatz unterstellte Annahme unabhängiger und identisch normalverteilter Renditen kann bis auf die Geldmarktanlage, wo die Renditen eine zeitliche Abhängigkeit aufzuweisen scheinen, aufgrund der empirischen Kurtosis- und Schiefe-Teststatistiken nicht verworfen werden. Gegen die Annahme zeitinvarianter Mittelwerte sprechen hingegen die bei allen Anlagen hochsignifikanten ADF-t-Teststatistiken. Diese legen nahe, dass bei den vier untersuchten Anlagekategorien ein (möglicherweise gemeinsamer) Trendeinfluss, der vor allem durch die expansive Geldpolitik in Form der anhaltenden Tiefst- bzw. Negativzinsen verursacht wird, wirksam sein könnte¹⁷.

¹⁷ Zum Beispiel untersuchen Gabriel und Lutz (2014) den Einfluss der expansiven US-Geldpolitik seit 2008 („Quantitative Easing“) auf die (nominellen) US-Immobilien-, Aktien- und Anleihenrenditen sowie auf die wichtigsten USD-Wechselkurse (USD/EUR, USD/JPY, USD/GBP) mit Hilfe eines strukturellen VAR-Modelles. Sie kamen z. B. zu

Tab 2: Varianzen (Diagonale), Kovarianzen (über Diagonale) und Korrelationen der vier (annualisierten) Renditezeitreihen, 1996 Q1-2020 Q4

Renditen	R_t^{sr} in % (Aktien)	R_t^{br} in % (risikolose Anleihen)	R_t^{hr} in % (Mietimmobilie)	R_t^r in % (Geldmarkt, risikofrei)
R_t^{sr} in % (Aktien)	281.23	-2.935	-0.278	-0.307
R_t^{br} in % (Staatsanleihe)	-0.15	20.88	0.794	0.705
R_t^{hr} in % (Mietimmobilie)	-0.016	0.175	15.76	0.174
R_t^{ir} in % (Geldmarkt)	0.065	0.549	0.156	1.25

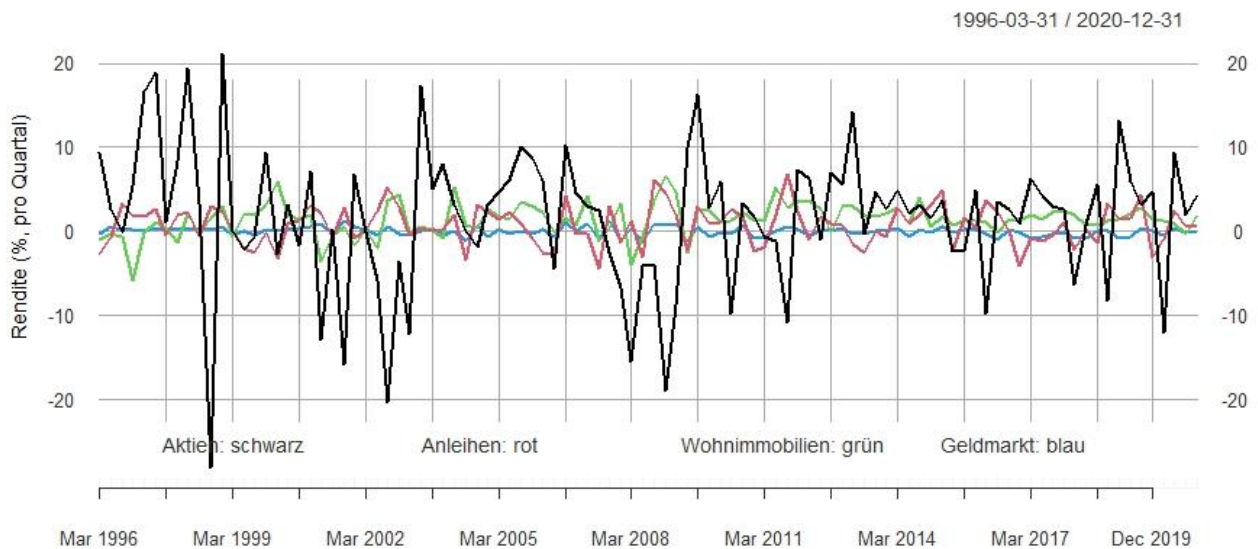
Bemerkung:
Die annualisierten Standardabweichungen der Renditen der vier Anlagekategorien ergeben sich aus den Quadratwurzeln der Hauptdiagonal-Elemente der Kovarianz-Matrix.

Quellen: MSCI, SWX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

Die in Tabelle 2 aufgeführten Varianzen und Kovarianzen bzw. Korrelationen der Renditen der vier untersuchten Anlagekategorien stimmen hinsichtlich der Grössenordnungen der Varianzen mit früheren Untersuchungen zu den Schweizer Kapitalmarkt- und Immobilienrenditen in etwa überein (siehe z. B. Hoesli et al., 2004). In Bezug auf die Vorzeichen der Kovarianzen bzw. Korrelationen der Immobilienrendite mit der Anleihen- bzw. Geldmarktrendite sind hingegen Unterschiede zu früheren Studien (siehe z. B. Otruba, 1998; Hoesli et al., 2004) auszumachen. Während z. B. bei Hoesli et al. (2004) die Korrelation zwischen den nominellen Immobilien- und Geldmarkt- bzw. Anleihenrenditen negativ ist, sind diese in der vorliegenden Studie positiv, wobei es sich in dieser Analyse um teuerungsbereinigte Renditen handelt. Auch die Diversifikationseigenschaft von Immobilien scheint entsprechend den Resultaten der vorliegenden Studie gegenüber Aktien weniger ausgeprägt zu sein, wobei eine Korrelation von unter 0.2 noch immer eine gute Diversifikation gewährleistet. Während in früheren Studien (Otruba, 1998; Hoesli et al., 2004) Immobilien eine leicht negative Korrelation mit Aktien aufwiesen, scheinen diese gemäss Tabelle 1 praktisch null zu sein, d. h. das Diversifikationspotential von Immobilien gegenüber Aktien, Obligationen- und Geldmarktanlagen scheint (leicht) abgenommen zu haben.

dem Schluss, dass eine unerwartete Senkung der US-Leitzinsen von einem Prozentpunkt im Durchschnitt zu einer über 10-prozentigen Erhöhung des US-Aktienmarktes (S&P500-Aktienindex) und zu einer 7-prozentigen Überschussrendite von US-Immobilienaktien („REIT-stocks“) beigetragen hat.

Abb. 1: Aktien-, Staatsanleihen-, Wohnimmobilien- und Geldmarkt-Rendite, 1996 Q1-2020 Q4



Quellen: MSCI, SWX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

4. Optimale Vermögensallokationen mit Renditeimmobilien

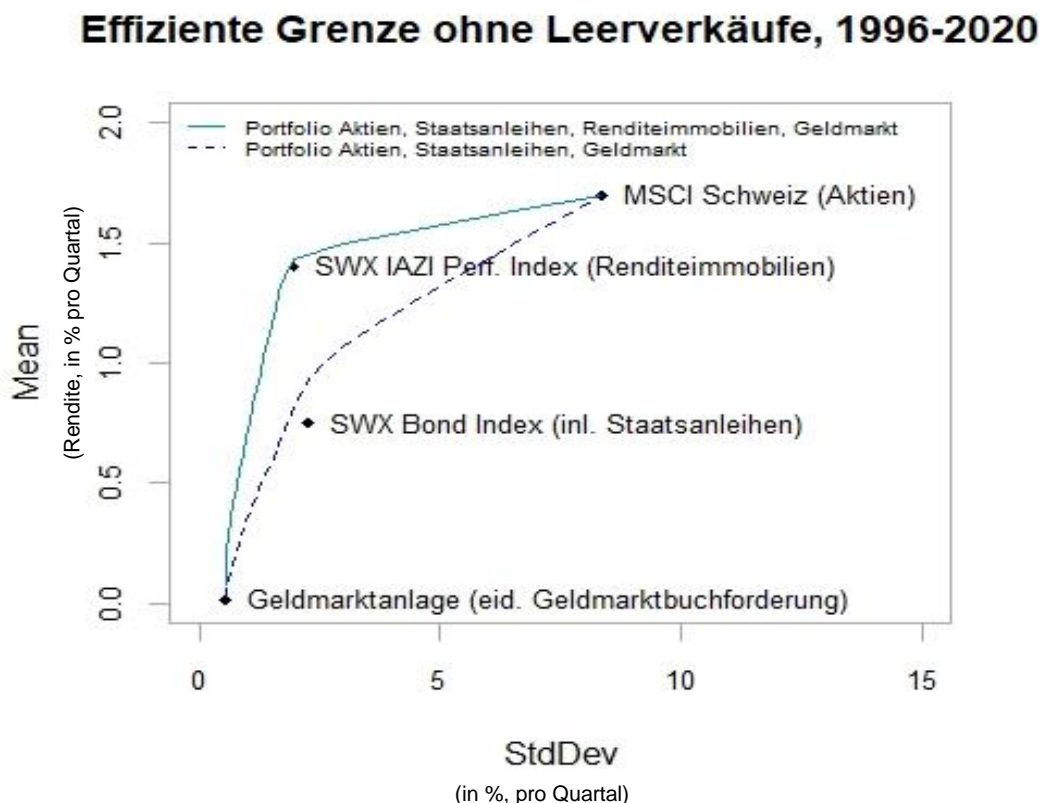
In diesem Kapitel wird die optimale Vermögensaufteilung einer Vorsorgeeinrichtung auf vier bzw. drei Anlageklassen wiedergegeben, wobei die Optimierung mit und ohne Berücksichtigung von proportionalen Transaktionskosten durchgeführt wird. Bei beiden Berechnungen gehen in die Optimierung als erwartete Renditen die historischen Durchschnitte dieser Werte während der Periode 1996-2020 ein. Was in der Literatur breit diskutiert wurde, kann auch aufgrund der deskriptiven Datenanalyse dieser Studie bestätigt werden, nämlich dass sich die Durchschnittsrenditen der vier untersuchten Anlagekategorien im Zeitablauf verändern. Dadurch wird in Frage gestellt, dass es sich bei den erwarteten Anlagerenditen um zeitinvariante Größen handelt. Dies wäre aber Voraussetzung dafür, die historischen Rendite-Mittelwerte als Proxy-Größen für die zukünftigen langfristigen Renditeerwartungen zu verwenden. Eine alternative Möglichkeit, die Renditeerwartungen der Anlagekategorien zu quantifizieren, ist das von Black und Litterman (1992) vorgeschlagene Verfahren der «umgekehrten Optimierung (reverse optimization)». Dabei wird ausgehend von einem gleichgewichtigen Marktportfolio versucht, aus diesem die impliziten erwarteten Renditen für die vier relevanten Anlagekategorien herzuleiten. Ein Nachteil dieses Verfahrens besteht darin, dass es hinsichtlich der Datenerfordernisse relativ hohe Anforderungen stellt (z. B. müssen die Marktkapitalisierungen

der Anlagekategorien verfügbar sein). Da diese Daten für die vorliegende Studie nicht zur Verfügung stehen, können die Optimierungen nur mit den historischen Renditemittelwerten durchgeführt werden.

4.1 Optimale Allokation mit historischen Renditen ohne Transaktionskosten

Im nachfolgenden Abschnitt werden mit Hilfe der historischen ersten und zweiten Momente der Anlagerenditen MV-effiziente Grenzen für Anlageportfolios mit und ohne Immobilien berechnet. Die Effizienzgrenzen sind in der nachfolgenden Abbildung 2 dargestellt.

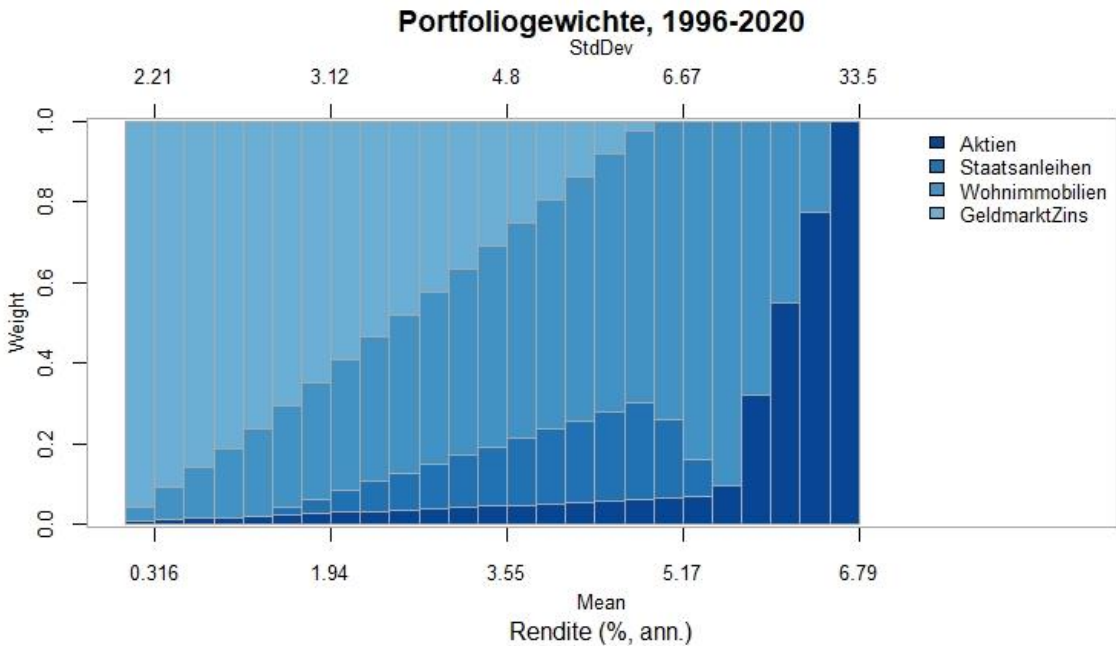
Abbildung 2: MV-Effizienzgrenze mit historischen Daten, nicht annualisiert, ohne Transaktionskosten



Quellen: MSCI, SIX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

Wie aus Abbildung 2 hervorgeht, ist die Immobilienanlage als Mittel zur Risikodiversifikation im Anlageportfolio einer Vorsorgeeinrichtung zentral. Bei einem Risiko von knapp 2 % (annualisiert: 4 %) muss in effizienten Portfolios ohne Wohnimmobilienanlagen eine Reduktion der langfristig erwarteten Renditen von 1.4 % auf 0.7 % (annualisiert: Reduktion von 5.6 % auf knapp 3 % Rendite) in Kauf genommen werden.

Abbildung 3: Portfolio-Gewichte mit historischen Renditemittelwerten, ohne Transaktionskosten



Quellen: MSCI, SIX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

Tab 3a: Effiziente Portfolios aus Aktien, Staatsanleihen, Immobilien und Geldmarktanlagen, historische Anlagerenditen 1996 Q1-2020 Q4, annualisiert

Risikoaversion*	5.0	1.75	1.0	0.5	0.25	0.20	0.10	0.01	0.005
Risiko, %	1.11	1.18	1.32	1.93	3.25	3.33	3.73	5.17	7.90
Rendite, %	0.53	0.92	1.37	2.68	5.05	5.17	5.69	5.90	6.14
Optimale Allokationen									
Aktien	1	2	2	4	6	6	8	26	46
Anleihen	0	0	0	9	24	20	0	0	0
Immobilien	7	14	21	38	70	74	92	74	54
Geldmarkt	92	85	77	49	0	0	0	0	0
Fett: dominierende Anlagekategorie; *: Risikoaversions-Koeffizient (falls 0, dann ist der Anleger risikoneutral)									

Quellen: MSCI, SIX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

Wie aus Abbildung 3 bzw. Tabelle 3a ersichtlich ist, sind die beiden dominierenden Anlagekategorien im mittleren Risikobereich in den effizienten Portfolios die Geldmarkt- (Standardabweichung bis 3 %) und die Renditeimmobilienanlagen (Standardabweichung 3 % - 7.90 %). Sie erlauben es, eine durchschnittliche kaufkraftbereinigte Rendite von bis zu 6 % mit einem für Vorsorgeeinrichtungen vertretbaren Risiko zu erzielen (knapp 8 %). Eine verhältnismässig

vernachlässigbare Rolle in einem effizienten Vorsorgeportfolio im mittleren Risikobereich spielen gemäss den in Tabelle 3a dokumentierten Resultaten Staatsanleihen und Anlagen im Schweizer Aktienmarkt.

Tab 3b: Effiziente Portfolios aus Aktien, Staatsanleihen und Geldmarktanlagen, historische Anlagerenditen 1996 Q1-2020 Q4, annualisiert

Risikoaversion*	5.0	1.75	1.0	0.5	0.25	0.20	0.1	0.01
Risiko, %	1.11	1.18	1.32	1.93%	2.65%	3.33%	7.05	16.77
Rendite, %	0.12	0.40	0.72	1.24%	2.08%	2.64%	4.56	6.79
Optimale Allokationen								
Aktien	1%	3%	4%	4%	9%	12%	41%	100%
Anleihen	0%	5%	12%	12%	47%	61%	59%	0
Geldmarkt	99%	92	84%	84%	44%	27%	0	0
Fett: dominierende Anlagekategorie: *: Risikoaversions-Koeffizient (falls 0, dann ist der Anleger risikoneutral)								

Quellen: MSCI, SIX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

Wie aus Tabelle 3b ersichtlich ist, reduziert sich durch den Ausschluss von Immobilienanlagen die mittlere kaufkraftbereinigte Rendite des effizienten Portfolios einer Vorsorgeeinrichtung im mittleren Risikobereich (Standardabweichung: 1.93-7 %) zwischen 1.4 und 2.5 Prozentpunkte. Im für Vorsorgeeinrichtungen akzeptablen Schwankungsbereich dominieren risikolosen Anleihen (d. h. Nominalwertanlagen) im Vergleich zu Aktien- und Immobilienanlagen (d. h. Realwertanlagen).

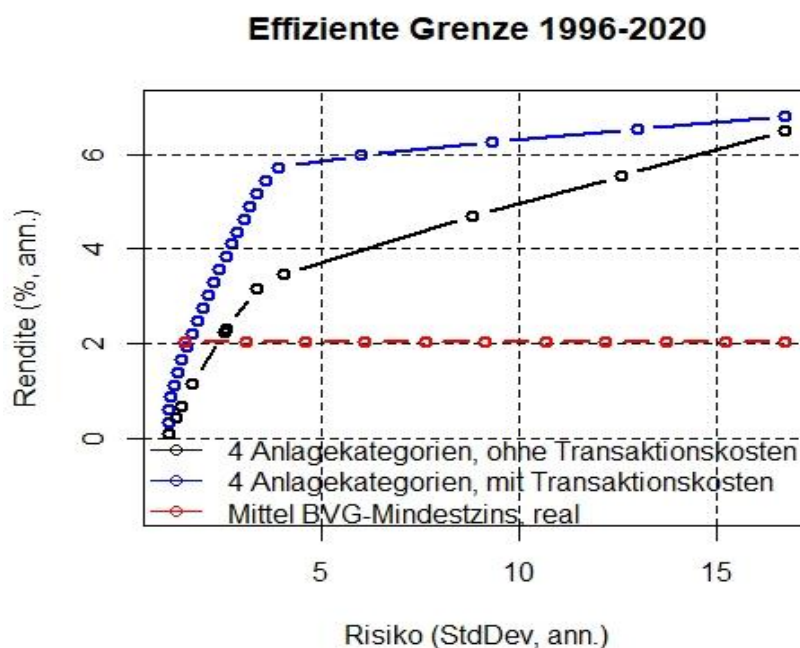
4.2 Optimale Allokation mit historischen Renditen mit Transaktionskosten

Der von Yashimoto (1996) entwickelte MV-Ansatz unter Berücksichtigung von proportionalen Transaktionskosten wird auf das in Kapitel 2 beschriebene Optimierungsproblem angewendet. Dabei wird unterstellt, dass für die Finanzanlagen (Aktien, Anleihen, Geldmarkt) 0.075 % Transaktionskosten anfallen, während für Renditeimmobilien diese Kosten bei 0.75 % liegen (beide Angaben pro Quartal)¹⁸. Die optimalen Allokationen sind in Abbildung 4 und Tabelle 5 aufgeführt. Wie aus der Tabelle ersichtlich ist, generiert das MV-Modell unter Berücksichtigung von Transaktionskosten noch immer „immobilienlastige“ optimale Portfolios, in denen die Wohnimmobilienanlage im für Vorsorgeeinrichtungen in Frage kommenden Risiko- und Rendite-Spektrum (erwartete jährliche Rendite > 2 %, annualisierte Standardabweichung < 10 %)

¹⁸ Im Falle von Renditeimmobilien werden die Transaktionskosten durch die Annahmen über die Haltedauer bewusst hoch angesetzt, um bei der Optimierung möglichst realitätsnahe Immobilienquoten zu erhalten.

mehrheitlich die dominierende Anlagekategorie bleibt. Dieses Resultat scheint das tatsächliche Anlageverhalten von Schweizer Vorsorgeeinrichtungen noch immer eher schlecht abzubilden. Verglichen z. B. mit der aktuellsten, von der ZKB 2021 publizierte Umfrage bei 777 Vorsorgeeinrichtungen (80 % aller Schweizer Pensionskassen) waren nämlich 2020 die dominierende Anlagekategorie mit knapp einem Drittel die Aktien (durchschnittlicher Anteil 2020: 32.7 %), gefolgt von den Anlagen in Obligationen (durchschnittlicher Anteil: 28.9 %). Immobilienanlagen belegten in dieser Umfrage nur den dritten Platz mit 24.4 % der gesamten Aktiven, wobei die Immobilienquote immerhin einen steigenden Trend aufweist (Immobilienquote 2011: 20.7 %). Die Ergebnisse der vorliegenden Studie bestätigen damit die Resultate früherer Studien vor allem aus angelsächsischen Ländern, dass die aktuellen Immobilienquoten von Vorsorgeeinrichtungen verglichen mit MV-optimalen Quoten, die sogar unter Berücksichtigung relativ hoher Transaktionskosten von direkten Wohnimmobilienanlagen berechnet wurden, zu tief sind¹⁹.

Abbildung 4: MV-Effizienzgrenze mit historischen Renditemittelwerten, mit und ohne Transaktionskosten



Quellen: MSCI, SIX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

¹⁹ Diese Aussage muss insofern relativiert werden, dass bei einem Vergleich der tatsächlichen mit den MV-optimalen Immobilienquoten neben der Renditerestriktion (durch den BVG-Mindestzinssatz) auch das Risikoprofil von Pensionskassen berücksichtigt werden müsste, d. h. die relativ hohen Aktienquoten der in der ZKB-Umfrage berücksichtigten Pensionskassen könnten bewusst durch deren erhöhte Risikoneigung bzw. -toleranz begründet werden.

Tab 5: Effiziente Portfolios aus Aktien, Staatsanleihen, Immobilien und Geldmarktanlagen, historische Anlagerenditen mit Transaktionskosten, 1996-2020 (annualisiert)

Risikoaversion*	5	1.75	1.0	0.5	0.25	0.20	0.10	0.05	0.01	0.005
Risiko, %	1.13	1.28	1.43	1.70	2.51	2.57	3.36	4.01	8.83	12.60
Netto-Rendite ¹⁾ %	0.10	0.44	0.68	1.15	2.23	2.29	3.17	3.45	4.70	5.54
Optimale Allokationen										
Aktien	1	2	2	4	7	8	13	20	53	75
Anleihen	0	0	1	13	29	30	41	41	22	0
Immobilie	9	20	25	25	39	39	46	39	25	25
Geldmarkt	90	78	72	58	25	23	0	0	0	0
Fett: dominierende Anlagekategorie; *: Risikoaversions-Koeffizient (falls 0, dann ist der Anleger risikoneutral)										
1) Brutto-Rendite abzüglich Transaktionskosten										

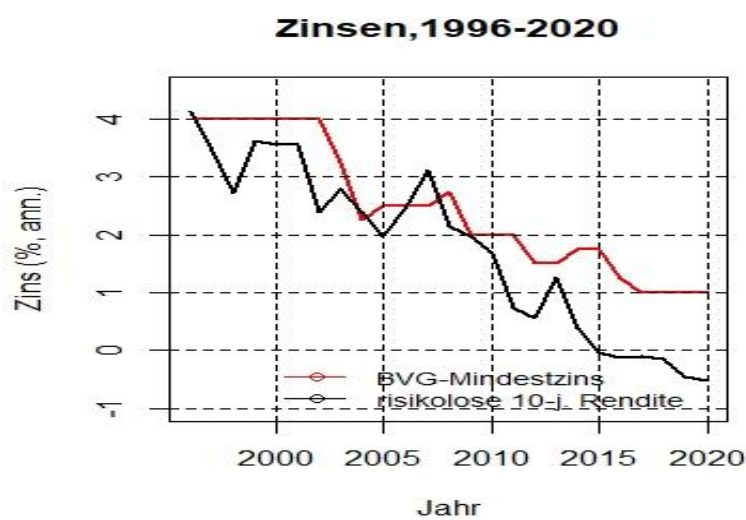
Quellen: MSCI, SIX, IAZI, SNB, BfS sowie eigene Berechnungen

4.3 Mögliche Gründe für die zu hohen MV-optimalen Immobilienquoten

Ein wichtiger Grund für die verglichen mit den tatsächlichen Immobilienquoten „zu hohen“ MV-optimalen Immobilienquoten könnte in der fehlenden Modellierung der Passivseite („liabilities“) einer Vorsorgeeinrichtung durch den in dieser Studie verwendeten MV-Ansatz liegen. In dieser Arbeit werden die Verpflichtungen einer Vorsorgeeinrichtung (Rentenverpflichtungen, Absicherung versicherungstechnischer Risiken wie z. B. das Todesfall- und Invaliditätsrisiko) nur summarisch und implizit durch den Risikoaversionsparameter abgebildet, wobei dieser Parameter mit steigendem Deckungsgrad einer Vorsorgeeinrichtung sinken sollte. Weiter sind die Risiken, die sich aus den Verpflichtungen einer Pensionskasse ergeben (d. h. die versicherungstechnischen Risiken), im Gegensatz zu ihren Anlagerisiken stark durch die Ausgestaltung ihrer Statuten beeinflussbar und dementsprechend wenig standardisiert. Dennoch existieren in der Literatur Ansätze, mit denen gewisse Risiken der Aktiv- und Passivseite einer Pensionskasse gleichzeitig modelliert werden können. Mit anderen Worten, ein „Asset-Liability-Management“ unter Berücksichtigung der Finanz- und Immobilienanlagen einer Vorsorgeeinrichtung im Vergleich zu einem „Asset-Only“-MV-Ansatz sollte der Pensionskasse eine bessere Steuerung ihrer Bilanzrisiken ermöglichen. Ein weiterer Grund für die Diskrepanz zwischen den optimierten und tatsächlichen Immobilienquoten könnte die Unterschätzung der Volatilität von Immobilienrenditen durch die Verwendung eines (qualitätsbereinigten) Immobilienindexes sein. Durch die Indexbildung wird nämlich der unsystematische Teil der Volatilität des Immobilienmarktes eliminiert, der gemäss Studien mit Daten des US-Immobilienmarktes bis zu 50 % des gesamten Immobilienrisikos ausmachen kann. Würde diese idiosynkratische Volatilität berücksichtigt, indem die Renditen weniger (möglichst repräsentativer) Einzelimmo-

bilien anstatt eines Immobilienindex verwendet werden würden, resultierten daraus höchstwahrscheinlich optimale Immobilienquoten, die näher bei den tatsächlichen Immobilienquoten von Vorsorgeeinrichtungen liegen würden.

Abbildung 5: BVG-Mindestverzinsung und Rendite 10-jährige Staatsanleihe, 1996-2020



Quelle: Bundesamt für Sozialversicherungen (BSV), Schweizerische Nationalbank (SNB)

5. Zusammenfassung

Gegenstand dieser Studie ist die Analyse der Vermögensaufteilung einer Vorsorgeeinrichtung unter spezieller Berücksichtigung ihrer Anlage in Renditeimmobilien im Rahmen eines MV-Ansatzes. Es wird unterstellt, dass die «typische» Schweizer Vorsorgeeinrichtung ihre Finanz- und Immobilienanlagen ausschliesslich in Schweizer Franken hält, d. h. sie geht keine Wechselkursrisiken ein. Mit Hilfe des MV-Ansatzes werden optimale Allokationen mit Hilfe eines historischen Datensatzes der vergangenen 25 Jahre mit und ohne Transaktionskosten berechnet. Die Ergebnisse dokumentieren erstens die schon in früheren Arbeiten mit Schweizer Daten erhaltenen, ausserordentlich günstigen Diversifikationseigenschaften von Renditeimmobilien, deren Erträge mit der Aktienrendite praktisch nicht korrelieren. Zweitens kann die von anderen in- und ausländischen Autoren identifizierte «zu hohe» MV-optimale Immobilienquote im Vergleich zu den tatsächlichen Immobilienquoten von institutionellen Anlegern mit Hilfe eines aktuellen Datensatzes bestätigt werden. Im Vergleich zu früheren Untersuchungen sind die MV-optimale Immobilienquoten unter Berücksichtigung von relativ hohen immobilien-

zifischen Transaktionskosten noch immer zu hoch. Diese Untergewichtung von Immobilienanlagen in den tatsächlichen Portfolios kommt u. a. durch eine deutliche Untergewichtung von festverzinslichen Anlagen in den optimierten Portfolios zustande. Diese spielen nämlich in den MV-optimalen Portfolios nur eine marginale Rolle. Mögliche Gründe für diese Differenzen der Vermögensaufteilungen zwischen MV-optimalen und den tatsächlichen Portfolios von Vorsorgeeinrichtungen könnten mit der nur rudimentären Modellierung der Passivseite von Pensionskassen im Rahmen des Markowitz-Modells und mit einer Unterschätzung der Volatilitäten der Wohnimmobilienrenditen durch die Verwendung von Immobilienindexen begründet werden.

Anhang: Der MV-Ansatz mit proportionalen Transaktionskosten

Im Folgenden wird der Ansatz von Yashimoto (1996) vorgestellt, der den MV-Ansatz von Markowitz um proportionale Transaktionskosten erweitert. Angenommen wird, dass die Optimierung mit bestimmten, historisch vorgegebenen Portfolio-Gewichten der Vorperiode (ω_{t-1})²⁰ vorgenommen wird und dass die (positiven bzw. negativen) Änderungen der Portfoliogewichte $d_{i,t}^+ = \omega_t^i - \omega_{t-1}^i > 0$ bzw. $d_{i,t}^- = \omega_t^i - \omega_{t-1}^i < 0$ proportionale Transaktionskosten k_i für die $i = 1, \dots, 4$ Anlagekategorien verursachen (d. h. $c_{i,t} = k_i (d_{i,t}^+ + d_{i,t}^-)$). Die Vorsorgeeinrichtung bestimmt somit den Vektor der Portfoliogewichte am Ende der Periode t bzw. am Anfang der Periode $t+1$, ω_t so, dass die (erwartete) Varianz des Portfolios minimiert wird bei einer vorgegebenen Portfoliorendite R_0 minus die Transaktionskosten $\hat{c}_t \cdot \bar{1}$ (\hat{c}_t : Transaktionskosten-Vektor²¹ für die vier Anlagekategorien; $\bar{1}$: Vektor von Eins) unter Einhaltung der folgenden sechs Nebenbedingungen:

$$(1.a) \quad \min_{\omega_t} \omega_t^\top \cdot \text{Cov}_t[\hat{R}_{t+1}] \cdot \omega_t$$

unter folgenden Nebenbedingungen:

$$(1.b) \quad \omega_t^\top \cdot E_t[\hat{R}_{t+1}] - \hat{c}_t^\top \cdot \bar{1} = R_0$$

$$(1.c) \quad c_{i,t} = k_i (d_{i,t}^+ + d_{i,t}^-) \text{ für } i = 1, \dots, N$$

$$(1.d) \quad \omega_t - \omega_{t-1} = d_{i,t}^+ - d_{i,t}^- \text{ für } i = 1, \dots, N$$

$$(1.e) \quad d_{i,t}^+ \cdot d_{i,t}^- = 0 \text{ für } i = 1, \dots, N$$

$$(1.f) \quad d_{i,t}^+, d_{i,t}^- \geq 0 \text{ für } i = 1, \dots, N$$

$$(1.g) \quad \omega_t^\top \cdot \bar{1} = 1$$

wobei N die Zahl der Anlagekategorien (d. h. 4) ist. Weil die Transaktionskosten explizit in das Optimierungskalkül einbezogen werden, gilt es jetzt, eine optimale Kombination zwischen (mit Sicherheit bekannten Kosten) und den (unsicheren) Renditen zu finden. Für die Lösung des obigen, in den Nebenbedingungen nicht mehr linearen Optimierungsproblems existieren in der Software R einschlägige Algorithmen (u. a. den in dieser Studie eingesetzten Algorithmus `NlcOptim`).

²⁰ Für den vorgegebenen Vektor der relativen Portfolioanteile der Vorperiode wird die in der Literatur übliche Annahme der uniformen Verteilung getroffen, d. h. $\omega_{t-1} = (0.25, 0.25, 0.25, 0.25)$.

²¹ Der Transaktionskosten-Vektor \hat{c}_t ist in dieser Studie folgendermassen definiert:

$$\hat{c}_t = (0.075, 0.075, 0.75, 0.075) \cdot (\omega_t - \omega_{t-1}).$$

6. Literaturverzeichnis

- Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with restricted Borrowing. *Journal of Business*, 45(3), 444-454.
- Black, F., & Litterman, R. (1992). Global Portfolio Optimization. *Financial Analysts Journal*, 48(5), 28-43.
- Delfin, J., & Hoesli, M. (2019). Real Estate in Mixed-Asset Portfolios for various Investment Horizons. *The Journal of Portfolio Management*, 45(7), 141-158.
- Engsted, T., & Pedersen, T. (2015). Predicting Returns and Rent Growth in the Housing Market Using the Rent-to-Price Ratio: Evidence from the OECD Countries. *Journal of International Money and Finance*, 53, 257-275.
- Fugazza, C., Guidolin, M., & Nicodano, G. (2006). *Investing for the Long-Run in European Real Estate*. St. Louis: Working Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Gabriel, S., & Lutz, C. (2014). *The impact of unconventional monetary policy on real estate markets*. San Francisco: Working Paper, Federal Reserve Bank San Francisco.
- Hoesli, M., Lekander, J., & Witkiewicz, W. (2004). *Journal of Real Estate Research*, 26(2), 161-206.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance* 7(1), 77-91.
- Otruba, S. (1998). *Integration von Immobilien in ein Asset-Liability-Modell*. Verlag Paul Haupt.
- Pinatton, J., & Amariei, C. (2020). *Asset Allocation in Europe*. European Capital Markets Institute.
- NZZ. (2019, April 12). *Auf diese Punkte muss man beim ETF-Kauf achten*.
<https://www.nzz.ch/finanzen/fonds/auf-diese-punkte-muss-man-beim-etf-kauf-achten-ld.1474763>
- Swisscanto Vorsorge AG. (2021). *Schweizer Pensionskassenstudie 2021*.
<https://www.swisscanto.com/ch/de/is/vorsorgen/pensionskassenstudie.html>
- Yashimoto, A. (1996). The mean-variance approach to portfolio optimization with transaction costs. *Journal of the Operations Research Society of Japan*, 39(1), 99-117.