

Die Passivseite der Bankbilanz ein Portfolio-Ansatz

Von Urs Müller, Universität Basel

1. Einleitung

Die Passivseite der Bankbilanzen spiegelt das Portfolioverhalten der Anleger wider. Dabei gehen wir davon aus, dass die Banken die Zinssätze für die verschiedenen Positionen von Kundeneinlagen festsetzen, die Anleger sich jedoch als Mengenanpasser verhalten und ihr Portfolio ihren Präferenzen gemäss zusammenstellen.

Im nächsten Abschnitt präsentieren wir ein entsprechendes theoretisches Portfoliomodell. Die Anleger maximieren den erwarteten Nutzen des Endperiodenvermögens. Danach wird das Portfolioallokationsproblem in ein konventionelles Nutzenmaximierungsproblem umformuliert. Durch Anwendung der logarithmischen Form von Roys Identität ergeben sich Nachfragefunktionen in der Form von Anteilsgleichungen. Die lokale Approximation der indirekten Nutzenfunktion durch eine Translogexpansion resultiert in explizit schätzbaren Nachfragegleichungen. Damit schätzen wir das Anlageverhalten der schweizerischen Bankkunden, wobei die vom Modell erforderten Restriktionen explizit getestet werden. Auch die Hypothese konstanter relativer Risikoaversion lässt sich im Rahmen dieses Modells sehr einfach überprüfen.

Die vorliegende Untersuchung steht nicht in der grossen Tradition der Portfoliomodelle, die 1952 von *Markowitz* gegründet und durch *Sharpe* (1964), *Lintner* (1965), *Merton* (1973) und *Breeden* (1979) entscheidend erweitert wurde. Im Unterschied zu diesen Arbeiten handelt es sich hier nicht um einen expliziten Mean-Variance-Ansatz, weshalb auch keine Aussage gemacht werden kann zum Verhältnis von erwartetem Ertrag und entsprechendem Risiko. Die Fragestellung ist vielmehr, wie sich die Zusammensetzung des Portfolios quantitativ verändert, wenn sich die erwarteten Erträge ändern. Am Anfang dieser Litarturkette steht die theoretische Arbeit von *Brainard* und *Tobin* (1968). Sämtliche Portfolioanteile hängen von sämtlichen Zinssätzen sowie vom Einkommen, nicht jedoch vom Nettovermögen ab. *Kopcke* (1977) verwendet diesen Ansatz zur empirischen Schätzung des Anlageverhaltens des amerikanischen Haushaltssektors. *Friedmans* (1980) optimales marginales Anpassungsmodell für Kreditanlagen unterstellt eine gemeinsame Normalverteilung der Erträge und verwendet erwartete Erträge und deren Streuungen zur Erklärung von Portfolioveränderungen. Auch im Modell von *Pindyck* (1984) hängt der Anteil des Vermögens, der in Aktien investiert wird, lediglich von den erwarteten Erträgen und deren Streuungen ab.

Somit gehen alle diese Modelle von konstanter relativer Risikoaversion aus: Die Nachfragefunktionen¹ sind linear homogen im Nettovermögen.

Als interessante Alternative zur Analyse des Anlageverhaltens bietet sich die Umformung des Portfolio-Optimierungsproblems in ein konventionelles Nutzen-Maximierungsmodell an. Damit können wir die grosse Palette flexibler Funktionalformen der Konsumtheorie für die Schätzung des Anlegerverhaltens nutzen. Als erste haben *Bierwag* und *Grove* (1968) die Brücke zur traditionellen Nachfragetheorie geschlagen und *Slutsky*-Gleichungen für Vermögensanlagen hergeleitet. *Sandmo* (1977) unternahm den Versuch, eine Portfoliotheorie mit möglichst wenig Annahmen aus der Konsumtheorie abzuleiten. Er unterstellte lediglich, dass die Nutzenfunktion strikt konkav und zweimal differenzierbar sei, und dass die subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Anleger endliche erste Momente aufweisen. Beide erwähnten Arbeiten liefern nur theoretische Ergebnisse, nicht jedoch schätzbare Nachfragegleichungen. *Conrad* (1980) hat mit Hilfe einer Translogapproximation die Portfoliozusammensetzung des westdeutschen privaten Nichtbankensektors empirisch untersucht. Das vorliegende Schätzmodell scheint in methodischer Hinsicht recht ähnlich, unterscheidet sich von der Untersuchung *Conrads* jedoch in einigen wesentlichen Punkten: Bei *Conrad* stiften die erwarteten Erträge (sowie ein Zeitindex) Nutzen, während hier der Nutzen des erwarteten Endperiodenvermögens maximiert wird. Aus dieser unterschiedlichen Motivation folgt auch, dass nicht die Zinssätze sondern die Zinsfaktoren in der (erwarteten) indirekten Nutzenfunktion als Argumente erscheinen. Dies hat überdies den Vorteil, dass das Modell von *Brainard* und *Tobin* (1968) als ein Spezialfall unseres Modelles betrachtet und getestet werden kann. Bei der Schätzung geht *Conrad* davon aus, dass die Erträge exogen und zum Zeitpunkt des Anlageentscheides bekannt sind. Durch Instrumentierung der Zinsen mittels verzögerter Variablen wird hier der Unsicherheit und der logischen Endogenität Rechnung getragen. Zusätzlich werden sowohl die Modellrestriktionen (Symmetrie der Matrix der Zinsparameter und Homogenität der Anteilsgleichungen in den Zinsen und im Vermögen) als auch die oft getroffene Annahme konstanter relativer Risikoaversion explizit überprüft.

2. Theoretisches Modell

Zu Beginn jeder diskreten Zeitperiode entscheiden sich die Investoren – d. h. eine Vielzahl risikoscheuer Subjekte, die nach dem Mean-Variance-Prinzip ihr Portfeuille optimieren – wie sie ihr Vermögen auf die verschiedenen Anlagemedien aufteilen sollen. Dabei unterstellen wir schwache Separabilität

¹ Zur Vermeidung von Verwirrungen sei in Analogie zur Konsum- und Portfoliotheorie folgende Sprachkonvention notiert: Die Banken bieten Anlagemedien an, der Nichtbankensektor fragt diese Anlagemedien (assets) nach.

zwischen Bankeinlagen und allen übrigen Formen der Geldanlage, so dass die für Bankeinlagen zur Verfügung stehende Summe W zu Beginn jeder Periode bekannt ist. Jede Anlage ist für die Dauer einer Periode fest, und das Möglichkeitsfeld sei über den ganzen Planungshorizont konstant. Wir gehen davon aus, dass die Anleger den erwarteten Nutzen des Endperiodenvermögens maximieren:

$$\max \int U(w'r) dG(r; \mu, \Gamma) \quad \text{mit } w'i = W. \quad (1)$$

Dabei steht w für den Vektor der Geldwerte, die in die einzelnen Bankanlagen investiert werden, r für die entsprechenden Ertragsfaktoren (eins plus Ertragsrate) und i für den Einheitsvektor. G ist die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsverteilung aller Ertragsfaktoren, μ der Vektor der erwarteten Ertragsfaktoren; Γ enthält weitere relevante Information wie zum Beispiel höhere Momente, Liquidierungsrestriktionen, Spesenkonditionen und Konkursprivilegien und sei über die Zeit konstant. Die Integration erfolgt über den Zufallsvektor r . Die Budgetgerade zeigt, dass die Summe aller angelegten Gelder gleich dem verfügbaren Vermögen sein muss.

Nun unterstellen wir, dass $r_i = \mu_i \cdot k_i$, dass also die realisierten Ertragsfaktoren um ihren nichtstochastischen Erwartungswert schwanken, wobei k einen Zufallsvektor mit Erwartungswert eins für alle $i = 1, \dots, n$ und endlicher Varianz darstellt. Das Optimierungsproblem (1) sieht nun wie folgt aus:

$$\max \int U(w'r) dF(k; \Phi) \quad \text{mit } w'i = W \quad (2)$$

wobei F die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsverteilung des Zufallsvektors k darstellt, und Φ dieselbe Information enthält wie Γ . Die Integration erfolgt jetzt über den Zufallsvektor k . Die Portfolioentscheidung wird wie folgt modifiziert.

$$\max E \left\{ U \left(\sum w_i \mu_i k_i \right) ; \Phi \right\} \quad \text{mit } \sum w_i = W. \quad (3)$$

Für die Umwandlung des Portfoliomodells in ein herkömmliches Nutzenmaximierungsmodell schlägt Allen (1983) einen eleganten Trick vor und definiert einen Vektor mit künstlichen Gütern $x_i = w_i \cdot \mu_i$ sowie den dazugehörigen Preisvektor mit den Elementen $p_i = 1/\mu_i$. Die Menge x_i entspricht dem erwarteten Endperiodenwert der Anlage i , deren Preis gleich der Inversen des erwarteten Ertragsfaktors ist. Somit ergibt sich

$$\max E \{ U(x'k); \Phi \} = \max U^*(x_i; F) \quad \text{mit } x'p = W \quad (4)$$

wobei U^* für die erwartete Nutzenfunktion steht, die jedoch nicht dieselbe Spezifikation aufweist wie U , da E auf der linken Seite von (4) nicht linear in x ist. Damit stehen wir vor einem gewöhnlichen Nutzenmaximierungsproblem mit einer

herkömmlichen Budgetgerade. Zusätzlich unterstellen wir, dass die erwartete Nutzenfunktion stetig und konkav ist, und zumindest erste Ableitungen und eine innere Lösung existieren. Nun leiten wir die indirekte erwartete Nutzenfunktion V^* her, die homogen vom Grade null in den Preisen und im Vermögen ist:

$$\begin{aligned} V^* &= V^*(p, W; \Phi) = V^*\left(\frac{p_1}{W} \dots \frac{p_n}{W}; \Phi\right) \\ &= V^*\left(\frac{1}{\mu_1 W} \dots \frac{1}{\mu_n W}; \Phi\right) \quad \text{mit} \quad \sum x_i p_i = W. \end{aligned} \quad (5)$$

Im Optimum (der Mengenanpasser) gilt die logarithmische Form von *Roys* Identität, die uns Nachfragefunktionen für jede Anlagemöglichkeit in der Form von Anteilsgleichungen liefert:

$$-\frac{\delta \ln V^* / \delta \ln p_i}{\delta \ln V^* / \delta \ln W} = \frac{x_i p_i}{W} = \frac{w_i}{W} = s_i. \quad (6)$$

Damit wir diese Nachfragegleichungen schätzen können, muss die indirekte erwartete Nutzenfunktion spezifiziert werden. Wir nehmen nun an, dass V^* adäquat durch eine quadratische Translog-Repräsentation angenähert werden kann: Der logarithmische indirekte Nutzen ist eine quadratische Funktion und homogen vom Grade null in den logarithmierten Preisen und dem logarithmierten Vermögen (cf. *Christensen/Jorgenson/Lau* 1975):

$$\ln V^* = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln \frac{1}{\mu_i W} - \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{ij} \ln \frac{1}{\mu_i W} \ln \frac{1}{\mu_j W}. \quad (7)$$

Unter der Annahme, dass die $n \times n$ Hesse Matrix β_{ij} symmetrisch ist, ergibt die logarithmische Form von *Roys* Identität folgende Nachfragefunktion nach jeder Anlagemöglichkeit:

$$s_h = \frac{\alpha_h - \sum \beta_{hi} \ln(1/\mu_i W)}{\sum \alpha_i - \sum \sum \beta_{ij} \ln(1/\mu_i W)} = \frac{\alpha_h + \sum \beta_{hi} \ln(\mu_i W)}{1 + \sum \beta_{im} \ln(\mu_i W)} \quad (8)$$

wobei $\sum_j \beta_{ij} = \beta_{im}$ als Vereinfachung und $\sum \alpha_i = 1$ als Normalisierung dient, da die Anteilsgleichung (8) homogen vom Grade null in allen zu schätzenden Parametern ist. Die Elastizitäten der Wertanteile bezüglich der erwarteten Ertragsfaktoren und des eingesetzten Vermögens lassen sich wie folgt berechnen:

$$\begin{aligned} \varepsilon(s_h, \mu_k) &= \frac{\delta s_h}{\delta \ln \mu_k} / s_h = \frac{\beta_{hk} - \sum \beta_{ik} \cdot s_h}{\alpha_h + \sum \beta_{hi} \ln(\mu_i W)} \\ \varepsilon(s_h, W) &= \frac{\delta s_h}{\delta \ln W} / s_h = \frac{\sum \beta_{hi} - \sum \beta_{mi} \cdot s_h}{\alpha_h + \sum \beta_{hi} \ln(\mu_i W)}. \end{aligned} \quad (9)$$

Aufgrund der Homogenität der indirekten erwarteten Nutzenfunktion ist die Anteilselastizität bezüglich W gleich der Summe der Elastizitäten bezüglich aller n erwarteten Ertragsfaktoren.

3. Daten und Schätzverfahren

In diesem Abschnitt wollen wir das oben dargestellte Portfoliomodell zur Schätzung der Passivseite der Bankbilanz einsetzen. Dazu verwenden wir die aggregierten Bilanzdaten, die die Schweizerische Nationalbank für die 71 monatlich rapportierenden Banken ausweist. Wir beschränken uns auf die Kundengelder, die in vier Positionen aufgeteilt werden: Kreditoren auf Sicht, Kreditoren auf Zeit, Spar-, Depositen- und Einlagehefte sowie Kassenobligationen und Kassenscheine. Es handelt sich um Frankeneinlagen aus dem inländischen Nichtbankensektor. Die entsprechenden Zinssätze lauten: eine Konstante von einem halben Prozent, der Geldmarktsatz auf 3-Monats-Franken-Anlagen, der Sparheftzins und der Zinssatz auf Kassenobligationen mit fünfjähriger Laufzeit. Zur Berechnung der (realen) Ertragsfaktoren werden die genannten Zinssätze um eins erhöht und um die Inflationsrate der Konsumentenpreise vermindert.

Das System der somit $n = 4$ Anteilsgleichungen kann unter Verwendung von Instrumentalvariablen mit einem nichtlinearen dreistufigen Kleinstquadratverfahren geschätzt werden. Da die erwarteten Ertragsfaktoren μ nicht beobachtbar sind, jedoch $E(r_i) = \mu_i$ gilt, ersetzen wir für die Schätzung die erwarteten durch die tatsächlich realisierten Ertragsfaktoren. Die dadurch entstehenden stochastischen Abweichungen in den Anteilen (Erwartungsfehler) werden in einem additiven Störterm θ zusammengefasst. Eine einzelne Anteilsgleichung sieht nun wie folgt aus:

$$s_h = \frac{\alpha_h + \sum \beta_{hi} \ln(r_i W)}{1 + \sum \beta_{im} \ln(r_i W)} + \theta_h. \quad (10)$$

Die vier Störterme sind indes nicht voneinander unabhängig. Da sich die Anteilswerte definitionsgemäss zu eins summieren, muss die Summe der Störterme gleich null sein, so dass der Rang der gleichzeitigen Kovarianzmatrix lediglich $n - 1 = 3$ beträgt. Deshalb streichen wir für die Schätzung eine beliebige Anteilsgleichung weg, deren Parameter dann residual bestimmt werden können.

Konstruktionsgemäss ist der Störterm θ eine nichtlineare Funktion der Ertragsfaktoren r_i , der Erwartungsfehler jedes Ertragsfaktors und der gesamten Bankeinlagen W . Somit ist er nicht notwendigerweise homoskedastisch mit Erwartungswert null; die Abweichungen von einem klassischen Störterm sollten jedoch vernachlässigbar klein sein. Wegen der logischen Endogenität der Zinssätze und der möglichen Erwartungsfehler müssen die Ertragsfaktoren r_i in einem ersten Schritt unseres Schätzprozederes instrumentiert werden.

Rein technisch gesehen kann jede beliebige prädeterminierte Variable als Instrument dienen, unter rationalen Erwartungen jedoch nur Information, die zu Beginn der laufenden Periode bekannt ist.² Wir verwenden als Instrumente die verzögerten Ertragsfaktoren, Einlagen, Eurodollar-Zinssatz, Inflationsrate sowie die Bankeinlagen der laufenden Periode. In der zweiten Stufe werden die drei Anteilsgleichungen mit einem nichtlinearen Kleinstquadratverfahren geschätzt, wobei die Ertragsfaktoren durch die gefitteten Werte der ersten Stufe ersetzt werden. In der dritten Stufe wird das Dreigleichungsmodell unter Berücksichtigung der Kreuzgleichungsrestriktionen iteriert, bis es konvergiert (cf. *Jorgenson und Laffont 1974*).

Bevor die Schätzergebnisse präsentiert werden, muss die Zulässigkeit der Modellrestriktionen überprüft werden. Dabei handelt es sich um die Symmetrie der 4×4 Hesse Matrix sowie um die Homogenität, wie sie für die indirekte Nutzenfunktion (5) respektive (7) definiert wurde. Letztere kann durch folgende Umschreibung der Anteilsgleichung mit $\sum \beta_{hi} = \delta_h$ für alle h (und somit $\sum \beta_{mi} = \sum \delta_i$) expliziert werden:

$$s_h = \frac{\alpha_h + \sum \beta_{hi} \ln r_i + \delta_h \ln W}{1 + \sum \beta_{mi} \ln r_i + \sum \delta_i \ln W} + \theta_h. \quad (11)$$

Zusätzlich soll nun auch die Hypothese konstanter relativer Risikoaversion (CRRA) überprüft werden, die in sehr vielen empirischen Arbeiten a priori als gegeben betrachtet wird. Unter CRRA sind die optimalen Portfolioanteile unabhängig von der Grösse des Portfolios W . Dies ist erfüllt bei $\sum_i \beta_{hi} = \delta_h = 0$ für alle h . Die Anteilsgleichung reduziert sich zu:

$$s_h = \alpha_h + \sum \beta_{hi} \ln r_i + \theta_h. \quad (12)$$

Die Translogapproximation unter CRRA ergibt dieselbe Modellspezifikation wie das vertraute Modell von *Brainard und Tobin (1968)* mit den zusätzlichen Symmetrierestriktionen. Die logarithmierten Ertragsfaktoren müssen dazu lediglich durch die Ertragsraten approximiert werden.

4. Ergebnisse

Die Ergebnisse des umfangreichen Testprozederes sind in Tabelle 1 zusammengetragen. Zuerst wurde das Dreigleichungsmodell ohne Restriktionen geschätzt und die Restriktionen für Symmetrie, Homogenität und CRRA einzeln mittels eines Waldtestes überprüft. Aufgrund der Anzahl Freiheitsgrade (df), des Chi-Quadrat-Wertes und des marginalen Signifikanzniveaus α lässt sich ersehen, dass die Symmetrie- und die Homogenitätsannahme sehr wohl, die Hypothese konstanter relativer Risikoaversion hingegen nicht zulässig ist. Dieses Bild

² Da der Störterm θ eine nichtlineare Funktion ist, müssen die Instrumente nicht nur unkorreliert, sondern auch unabhängig von θ sein. Unter rationalen Erwartungen ist diese Bedingung stets erfüllt.

Tabelle 1: Ergebnisse der Wald-Tests

Hypothesen	df	χ^2	α
1) Symmetrie	6	16,36	0,012
Homogenität	4	9,03	0,060
CRRA	4	8488,	0 *
Sym + Hom	10	22,22	0,014
Sym + CRRA	10	203301,	0 *
Hom + CRRA	8	10372,	0 *
Sym + Hom + CRRA	14	244176,	0 *
2) Hom (Sym)	4	11,64	0,020
CRRA (Sym)	4	71052,	0 *
Hom + CRRA (Sym)	8	102570,	0 *
3) Sym (Hom)	6	9,48	0,148
CRRA (Hom)	4	4390,	0 *
Sym + CRRA (Hom)	10	101269,	0 *
4) CRRA (Sym + Hom)	4	81839,	0 *

ändert sich auch nicht, wenn die Hypothesen paarweise oder alle drei gleichzeitig überprüft werden. Als nächstes wurde das Modell unter der nunmehr zulässigen Annahme der Symmetrie respektive der Homogenität geschätzt und die verbleibenden Hypothesen getestet. Unter Symmetrie ist Homogenität zulässig, nicht jedoch CRRA; unter Homogenität ist Symmetrie zulässig, nicht jedoch CRRA. Also wurde das Modell unter den Annahmen von Symmetrie und Homogenität geschätzt: Erneut muss die CRRA-Hypothese deutlich verworfen werden (jeweils mit einem Sternchen verdeutlicht).

Das weiter oben entwickelte Modell, das die Symmetrie- und die Homogenitätsannahme impliziert, ist somit zulässig. Tabelle 2 vermittelt einen Überblick über die Schätzergebnisse.³ Die 13 Parameter wurden mit Quartalsdaten von

³ In den Tabellen 2 und 3 werden die Anteile respektive ihre Ertragsfaktoren wie folgt numeriert: 1 = Kreditoren auf Sicht, 2 = Kreditoren auf Zeit, 3 = Spar-, Depositen- und Einlagehefte, 4 = Kassenobligationen und Kassenscheine.

Tabelle 2: Schätzergebnisse

Parameter	Schätzwert	Standard- fehler	t-Statistik
α_2	0.112914	0.011518	9.80354
α_3	0.500036	0.006419	77.90308
α_4	0.218771	0.005813	37.63640
β_{12}	-0.072013	0.027331	-2.63483
β_{22}	0.291680	0.058219	5.01001
β_{23}	-0.199563	0.037046	-5.38684
β_{24}	-0.034432	0.028218	-1.22018
β_{11}	-0.099071	0.054834	-1.80677
β_{13}	0.344921	0.078343	4.40270
β_{14}	-0.195368	0.043256	-4.51659
β_{33}	-0.319947	0.074579	-4.29004
β_{34}	0.111249	0.057996	1.91821
β_{44}	0.090575	0.084057	1.07754

	R^2	SER	DW	Mittel
Gleichung 2	0,82	0,021	0,68	0,15
Gleichung 3	0,92	0,009	0,85	0,48
Gleichung 4	0,81	0,006	0,62	0,23

Tabelle 3: Anteilelastizitäten

	r1	r2	r3	r4	W
s1	-19,50	-14,21	71,67	-38,85	-0,90
s2	-13,34	57,10	-36,87	-5,85	1,04
s3	20,78	-11,27	-16,94	7,29	-0,13
s4	-23,52	-3,84	15,54	11,98	0,16

1975 bis 1986 geschätzt. Statistisch gesehen sind die Ergebnisse sehr befriedigend. Durch die weiter oben notwendig gewordene Normierung sind sie ökonomisch jedoch nicht direkt interpretierbar. Deshalb werden in Tabelle 3 aufgrund von Formel (9) sämtliche Anteilelastizitäten wiedergegeben. Auf den ersten Blick

erscheinen sie recht gross; wie das folgende Rechenexempel indes zeigt, liegen sie durchaus in unserem Erwartungsbereich. Steigt beispielsweise der Zinssatz per annum von 4 auf 5 Prozentpunkte, so erhöht sich der Ertragsfaktor pro Quartal von 1,01 auf 1,0125, mithin um knapp 0,25 Prozent. Steigt gleichzeitig der Portfolioanteil von 20 auf 21 Prozentpunkte, also um 5 Prozent, so ergibt das eine Elastizität von 20.

Die Betrachtung der Vorzeichen der Anteilselastizitäten bezüglich der Ertragsfaktoren ist zunächst ein wenig ernüchternd. A priori hätten wir positive Eigen- und negative Kreuzpreiselastizitäten erwartet. Dieses Muster trifft jedoch lediglich auf die Zeiteinlagen respektive den Dreimonatszins zu, wo die Fristigkeit und die Periodenlänge übereinstimmen. Bei den Sichteinlagen, die teils bewusst kurzfristige Wartepositionen enthalten, teils Residualcharakter aufweisen, sind die teilweise "falschen" Vorzeichen nicht weiter bedenklich. Bei den Spareinlagen und den Kassenobligationen dürfte das Problem darauf zurückzuführen sein, dass diese Anlagen meist mit einem längeren Zeithorizont getätigt werden. Dadurch wird unsere statische Einperiodenbetrachtung mit einer festen Periodenlänge von einem Quartal überfordert. In diese Richtung deuten auch die tiefen Werte der *Durbin-Watson*-Statistik. Ein zusätzliches wenn auch in der Natur der Sache liegendes Problem ist die hohe Korrelation zwischen den Zinssätzen auf Spareinlagen und Kassenobligationen. Zudem dürfte gerade im Bereich dieser eher längerfristigen Anlagen die Separabilitätsannahme die Durchlässigkeit auf den Kapitalmarkt nur unvollständig modellieren.

Die Anteilselastizitäten bezüglich der gesamten Bankeinlagen scheinen demgegenüber klein. Eine Erhöhung der realen Kundengelder um 5 Prozent ergibt bei einer gleichzeitigen Erhöhung des Anteilswertes von 20 auf 21 Prozent eine Elastizität von eins. Die deutliche Verwerfung der Hypothese konstanter relativer Risikoaversion zeigt indes, dass diese Werte hochsignifikant von null verschieden sind. Inhaltlich belegen diese Zahlen, dass bei steigendem Volumen Ertragsüberlegungen an Gewicht gewinnen: man beobachtet eine recht starke Verschiebung von den Sicht- zu den Termineinlagen, sowie eine schwache Verschiebung von den Spareinlagen zu den Kassenobligationen.

5. Schlussbemerkungen

Die vorliegende Arbeit hat gezeigt, wie ein Portfolioallokationsproblem in ein konventionelles Nutzenmaximierungsproblem transformiert werden kann. Mit Hilfe von *Roys* Identität gewinnen wir aus der indirekten Nutzenfunktion, die durch eine quadratische Translogexpansion approximiert wird, Nachfragegleichungen nach den verschiedenen Anlagemedien in der Form von Wertanteilsungleichungen.

Dieses Portfoliomodell haben wir in der Folge verwendet, um die Struktur der Kundengelder auf der Passivseite der aggregierten Bankbilanzen der Schweiz in

den Jahren 1975 bis 1986 zu erklären. Die vom Modell erforderten Parameterrestriktionen (Homogenität der indirekten Nutzenfunktion vom Grade null in den inversen Ertragsfaktoren und in den Gesamteinlagen sowie Symmetrie der *Hesse* Matrix der indirekten Nutzenfunktion) sind eindeutig zulässig. Die zusätzliche und oft blind getroffene Annahme konstanter relativer Risikoaversion muss jedoch hochsignifikant verworfen werden. Die entsprechenden Parameterwerte deuten auf ein steigendes Renditebewusstsein der Anleger hin.

Obwohl unser Anteilsmodell somit korrekt scheint und statistisch sehr befriedigend ist, sind die numerischen Ergebnisse, die Elastizitäten der Anteilswerte bezüglich der Ertragsfaktoren, teilweise unbefriedigend. Die im vorigen Abschnitt angesprochenen möglichen Ursachen (statische Einperiodenbetrachtung, Separabilitätsannahme) weisen zugleich den Weg künftiger Forschung: (1) Das Portfolio-Optimierungsproblem muss dynamisch betrachtet werden. (2) Zur Erklärung der Struktur der Bankeinlagen müssen auch bankfremde Substitute (z. B. börsenfähige Obligationen) mit in Betracht gezogen werden.

Literatur

- Allen, S. P.* (1983): "Essays on Portfolio Choice, on Optimal Portfolio Taxation and on Redistribution", unveröffentlichte Dissertation, Harvard Universität.
- Bierwag, G. O. /Grove, M. A.* (1968): "Slutsky Equations for Assets", in: *Journal of Political Economy*, Vol. 76, 114–126.
- Brainard, W.C./Tobin, J.* (1968): "Pitfalls in Financial Model Building", in: *American Economic Review*, proceedings, 99–122.
- Breeden, D. T.* (1979): "An Interporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", in: *Journal of Financial Economics* Vol. 7, 265–296.
- Christensen, L. R./Jorgenson, D. W./Lau, L. S.* (1975): "Transcendental Logarithmic Utility Functions", in: *American Economic Review*, Vol. 65, 367–383.
- Conrad, K.* (1980): "An Application of Duality Theory: A Portfolio Composition of the West-German Private Non-Bank Sector 1968–1975", in: *European Economic Review*, Vol. 13, 163–187.
- Friedman, B.* (1980): "Price Inflation, Portfolio Choice and Nominal Interest Rates", in: *American Economic Review*, Vol. 70, 32–48.
- Jorgenson, D. W./Laffont, J.-J.* (1974): "Efficient Estimation of Non-Linear Simultaneous Equations with Additive Disturbances", in: *Annals of Social and Economic Measurement*, Vol. 3, 615–640.
- Kopcke, R. W.* (1977): "U.S. Household Sector Demand for Liquid Financial Assets 1959–1977", in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 3, 409–442.
- Lintner, J.* (1965): "Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets", in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, 13–37.
- Markowitz, H. M.* (1952): "Portfolio Selection", in: *Journal of Finance*, Vol. 7, 77–91.
- Merton, R. C.* (1973): "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", in: *Econometrica*, Vol. 41, 867–887.
- Pindyck, R. S.* (1984): "Risk, Inflation, and the Stock Market", in: *American Economic Review*, Vol. 74, 335–351.
- Sandmo, A.* (1977): "Portfolio Theory, Asset Demand and Taxation: Comparative Statics with many Assets", in: *Review of Economic Studies*, Vol. 44, 369–379.
- Sharpe, W.* (1964): "A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk", in: *Journal of Finance*, Vol. 19, 429–442.

Zusammenfassung

Die Passivseite der Bankbilanz ein Portfolio-Ansatz

Die vorliegende Arbeit zeigt, wie ein Portfolioallokationsproblem in ein konventionelles Nutzenmaximierungsproblem transformiert werden kann. Mit Hilfe von Roys Identität werden aus der indirekten Nutzenfunktion Nachfragegleichungen nach den verschiedenen Anlagemedien in der Form von Wertanteilsungleichungen gewonnen. Dieses Modell wird in der Folge verwendet, um die Struktur der Kundengelder auf der Passivseite der aggregierten Bankbilanzen der Schweiz in den Jahren 1975 bis 1986 zu erklären. Die vom Modell erforderten Restriktionen sind eindeutig zulässig. Die zusätzliche Annahme konstanter relativer Risikoaversion muss jedoch deutlich verworfen werden. Die entsprechenden Parameterwerte deuten auf ein steigendes Renditebewusstsein der Anleger hin.

Résumé

Le côté passif du bilan bancaire une méthode de portefeuille

Cette étude montre comment un problème d'allocation de portefeuille peut être transformé en un problème conventionnel de maximisation de l'utilité. De l'application de l'Identité de Roy à une fonction d'utilité indirecte, des équations de demande de titres sont dérivées qui prennent la forme de ratios en valeur. Ce modèle est utilisé pour estimer la structure des passifs agrégés des bilans bancaires suisses des années 1975–1986. Les résultats indiquent que les restrictions imposées par le modèle sont valables, que l'hypothèse d'aversion relative constante envers le risque doit être rejetée et que la sensibilité des clients des banques à la performance de leurs placements augmente au cours de cette période.

Summary

The Liability Side of the Banks Balance Sheet A Portfolio Approach

This paper presents a method for transforming a portfolio allocation problem into a conventional utility maximization problem. Applying Roy's identity to the indirect utility function results in asset demand equations in the form of value shares. This portfolio model is used to estimate the structure of the liability side of the aggregate balance sheet of Swiss banks for the period 1975 to 1986. The results indicate that the restrictions required by the model are valid, that the hypothesis of constant relative risk aversion has to be rejected and that the sensitivity to asset performance of the bank customers increases.