# Konterkarierende Kapitalbewegungen Eine Überprüfung der deutschen Evidenz\*

Von Manfred J. M. Neumann, Berlin

## 1. Einleitung

Die monetäre Theorie der Zahlungsbilanz [Johnson (1958, 1971, 1973), Mundell (1963, 1971)] lehrt uns, daß konterkarierende Kapitalbewegungen die Geldpolitik einer kleinen offenen Volkswirtschaft hoffnungslos durchkreuzen, sofern unter den Bedingungen fixer Wechselkurse die Kapitalmärkte international vollständig integriert sind. Ricardos Gesetz [Meltzer (1976)] besagt, daß jeder Versuch der geldpolitischen Autoritäten, den heimischen Kapitalmarktzins über eine Veränderung der heimischen Entstehungskomponente der Geldbasis zu beeinflussen, zu einem sinnlosen Unterfangen wird, weil zinsinduzierte Kapitalbewegungen die auslösenden Veränderungen der Geldbasis vollständig aufheben.

Ricardos Gesetz gilt als Aussage über die lange Frist, jedoch nicht unbedingt auch kurzfristig: (1) Transaktionskosten verhindern kürzerfristig eine vollständige Substitution zwischen heimischen und ausländischen Finanzaktiva. (2) Wird die der kürzerfristigen Analyse zugrunde gelegte Zeiteinheit lang genug gewählt, so ist zwar eine vollständige Substitution und folglich auch ein vollständiger Ausgleich der von der Geldpolitik bewirkten Geldbasiseffekte möglich. Jedoch ist es selbst unter diesen Bedingungen eine offene Frage, ob deshalb die Maßnahmen der Geldpolitik notwendiger Weise auch keine Wirkung auf das heimische Zinsniveau haben werden, oder ob sie nicht zugleich das heimische und das ausländische Zinsniveau verändern. Die erstgenannte Auffassung vertreten Kouri und Porter (1974) und Kouri (1975), die letztgenannte Brunner (1973) und Fratianni (1977).

<sup>\*</sup> Ich danke den Herren Herbert *Buscher* und Bernhardt *Fritzsche* für ihre Betreuung der Computerarbeiten. Eine englische Fassung dieses Aufsatzes erschien Anfang 1978 in "Journal of Monetary Economics".

Dieser Artikel behandelt nicht das theoretische Problem, sondern überprüft die empirische Evidenz. A priori ist jeder Grad eines unvollständigen Ausgleichs der anfänglichen Geldbasiseffekte denkbar, je nachdem wie eng die internationalen Kapitalmärkte integriert sind. Der Artikel stellt die bisherigen empirischen Untersuchungen der deutschen Erfahrungen mit zinsinduzierten konterkarierenden Kapitalbewegungen in Frage. Es wird Evidenz vorgelegt, die auf einen wesentlich geringeren Grad des Ausgleichs geldpolitisch bewirkter Veränderungen der Geldbasis durch konterkarierende Kapitalzuflüsse schließen läßt, als bisher angenommen wurde.

Die empirischen Ergebnisse folgender Untersuchungen sind von besonderem Interesse: Kouri und Porter (1974) untersuchten für die sechziger Jahre die Erfahrungen Australiens, Deutschlands, Italiens und der Niederlande. Sie berichteten, daß die Regressionskoeffizienten, die den Grad der Konterkarierung spiegeln, in bezug auf Veränderungen der Leistungsbilanz zwischen -0.63 und -0.99 und in bezug auf Veränderungen der heimischen Entstehungskomponente der Geldbasis zwischen -0.43 und -0.77 lagen. Die numerisch höchsten Koeffizienten waren dabei jene für Deutschland. In seiner neueren Studie untersuchte Kouri (1975) den deutschen Fall etwas eingehender und berichtete nun numerisch etwas kleinere Koeffizienten, die in bezug auf die heimische Entstehungskomponente der Geldbasis zwischen -0.61 und -0.73 lagen.

In Kapitel 2 werden zuerst Nachschätzungen von Kouris Gleichungen der Kapitalbewegungen vorgelegt. Dann folgen alternative Regressionsschätzungen, bei denen Episoden starker Spekulation auf Änderung der offiziellen Währungsparität ausgeklammert werden und/oder die heimische Entstehungskomponente der Geldbasis in angemessener Weise um die Netto-Verschuldung der Banken bei der Deutschen Bundesbank bereinigt wird. Kapitel 3 faßt die Ergebnisse und Schlußfolgerungen zusammen.

# 2. Empirische Analyse

## 2.1 Eine Überprüfung der Schätzungen Kouris

Aus einem Modell des Finanzsektors, das in Kouri und Porter (1974) dargelegt ist, leitete Kouri (1975) eine reduzierte Form für die Gleichung der Kapitalbewegungen ab. Unter Vernachlässigung von unbekannten Variablen wie des Einkommens und des Vermögens von Ausländern schätzte Kouri mit Vierteljahresdaten für die Untersuchungs-

periode 1960,I bis 1972,II Regressionsgleichungen für den gesamten privaten Kapitalverkehr TCP und für den kurzfristigen privaten Kapitalverkehr SCP.

(1) 
$$TCP = a_0 + a_1 CAB + a_2 \triangle NDA + a_3 L + a_4 \triangle Y + a_5 \triangle R^* + a_6 \triangle FP + a_7 \triangle E + a_8 \triangle S_4 + u$$
,

(2) 
$$SCP = d_0 + d_1 CAB^* + d_2 \triangle NDA + d_3 L + d_4 \triangle Y + d_5 \triangle R^* + d_6 \triangle FP + d_7 \triangle E + d_8 \triangle S_4 + v$$
.

Dabei bezeichnen: CAB = Bilanz der laufenden Posten zuzüglich des offiziellen Kapitalverkehrs,  $CAB^*$  = CAB abzüglich des langfristigen privaten Kapitalverkehrs, NDA = Nettoinlandsaktiva der Deutschen Bundesbank, L = freigesetzte bzw. eingeschlossene Reserven aufgrund von Veränderungen der Mindestreservebestimmungen, Y = nominales Einkommen,  $R^*$  = Dreimonats-Euro-Dollar-Zinssatz, FP = Swapsatz für Dreimonats-Kontrakte US-DM,  $\Delta E$  = Erwartungen einer Änderung der offiziellen Währungsparität, angenähert durch fünf Dummy-Variable, die die starken Kapitalzu- und -abflüsse während der Episoden ausgeprägter Spekulation auf eine Aufwertung der DM erfassen sollen¹,  $\Delta E$  = Saisondummy².

Die Koeffizienten  $a_1$ ,  $a_2$  und  $a_3$  in Gleichung (1) und  $d_1$ ,  $d_2$  sowie  $d_3$  in Gleichung (2) sind die gesuchten Koeffizienten der Konterkarierung. Die monetäre Theorie der Zahlungsbilanz geht davon aus, daß diese Koeffizienten nicht signifikant voneinander verschieden sind und den Wert -1,0 erreichen. Für die Koeffizienten  $a_5$  und  $a_6$  in Gleichung (1) und  $d_5$  sowie  $d_6$  in Gleichung (2) werden ebenfalls negative Vorzeichen erwartet, dagegen positive Vorzeichen für die Koeffizienten  $a_4$ ,  $a_7$ ,  $a_4$  und  $a_7$ .

Die erklärende Variable  $\triangle NDA$  enthält allerdings den im Prinzip endogenen Beitrag der Brutto-Verschuldung der Banken bei der Deutschen Bundesbank in Form von Refinanzierungs- und Lombardkrediten;

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Es gab fünf wichtige Episoden einer ausgeprägten Aufwertungsspekulation während der Gesamtuntersuchungsperiode: (1) die Aufwertung im März 1961, (2) die Quasi-Aufwertung im November 1968, (3) die Aufwertung im Oktober 1969, (4) das Floating der DM von Mai bis Dezember 1971, (5) die Pfund-Sterling-Krise im Mai 1972.

 $D_1$  ist gleich eins in 1961, I und minus eins in 1961, II.

D2 ist gleich eins in 1968, IV und minus eins in 1969, I.

 $D_3$  ist gleich eins in 1969, III und minus eins in 1969, IV.

 $D_4$  ist gleich eins in 1971, III und IV.

 $D_5$  ist gleich eins in 1972, II.

 $<sup>^2</sup>$   $\Delta$   $S_4$  ist gleich eins im vierten Quartal und minus eins im ersten Quartal.

diese Komponente sei mit  $\Delta$  RF bezeichnet. Kouri bereinigte daher die Variable  $\Delta$  NDA entsprechend und schätzte auch die folgenden Kapitalverkehrsgleichungen.

(3) 
$$TCP = b_0 + b_1 CAB + b_2 (\triangle NDA - \triangle RF) + b_3 L + b_4 \triangle Y + b_5 \triangle R^* + b_6 \triangle FP + b_7 \triangle DISC + b_8 \triangle E + b_9 \triangle S_4 + u'$$
,

(4) 
$$SCP = e_0 + e_1 CAB^* + e_2 (\Delta NDA - \Delta RF) + e_3 L + e_4 \Delta Y + e_5 \Delta R^* + e_6 \Delta FP + e_7 \Delta DISC + e_8 \Delta E + e_9 \Delta S_4 + v'$$
.

Dabei ist  $\triangle NDA$  durch  $(\triangle NDA - \triangle RF)$  ersetzt worden, und folglich erscheint als weitere erklärende Variable die Veränderung des Diskontsatzes  $\triangle DISC$ , für deren Koeffizient ein positives Vorzeichen zu erwarten ist.

In den Tabellen 1 und 2 werden Nachschätzungen für Kouris Kapitalverkehrsgleichungen (1) und (4) vorgelegt. Die Spezifikationen und die Untersuchungsperiode entsprechen denen Kouris. Die verwendeten Daten werden im Anhang beschrieben.

Sie unterscheiden sich von Kouris Daten vor allem in zweierlei Hinsicht: Erstens, Kouri stellte seine Zahlungsbilanzdaten aus verschiedenen Jahrgängen der Monatsberichte der Deutschen Bundesbank zusammen. Dies führt zu inkonsisten Zeitreihen, weil die Bundesbank ihre Zahlungsbilanzstatistik häufiger revidiert. Um solche Inkonsistenzen auszuschließen, werden hier Zeitreihen aus der Datenbank der Deutschen Bundesbank verwendet. Zweitens, Kouri berechnete seine Zeitreihe der Nettoinlandsaktiva der Deutschen Bundesbank anhand der in den International Financial Statistics publizierten Angaben anstatt die von der Bundesbank selbst publizierten Daten zu verwenden. Dies ist eine weitere mögliche Ursache für Fehler in den Daten.

Die in den Tabellen 1 und 2 aufgeführten Regressionsschätzungen zeigen, daß die beiden Datensammlungen nicht identisch sind. Die Regressionen der Tabelle 1 erklären den gesamten privaten Kapitalverkehr. Regression (1.1) ist Kouris Regression (1) aus seiner Tabelle  $2^3$ ; Regression (1.2) ist unsere Nachschätzung. Wie der Leser überprüfen kann, ist unser Versuch der Nachschätzung relativ erfolgreich. Die Gesamterklärung der Varianz von TCP entspricht der Kouris, und die geschätzten Koeffizienten der Konterkarierung wie auch die für  $\Delta$  Y,  $D_5$  und  $\Delta$  S4 gefundenen Koeffizienten liegen nahe bei den von Kouri ausgewiesenen Werten. Jedoch ergeben sich auch deutliche Unterschiede:

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Vgl. Kouri (1975), S. 18.

<sup>23</sup> Kredit und Kapital 3/1978

Tabelle 1: Regressionen von TCP auf die heimische Komponente ANDA und andere Determinanten

Periode:	Periode: 1960, I - 1972, II	972, II									3	e G	ţ	t-Werte in Klammern	in Klar	nmern
Regr. No.	CAB	CAB ANDA	T	AY AR*	∆ R*	A FP	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$D_3$ $D_4$	$D_5$	$\Delta S_4$ Const.	Const.	$\mathbb{R}^2$	S.F. D.W.	J. W.
1.1a)	- 0.93 (- 9.84)	- 0.93 - 0.68 - 0.75 (- 9.84) (- 12.37) (- 9.03)	- 0.75 (- 9.03)	0.44	0.44 - 586.74 - 389.38 1601.35 (3.93) (-2.37) (-2.58) (2.48)	- 389.38 (- 2.58)	1601.35 (2.48)	$0.44 - 586.74 - 389.38 \ 1601.35 \ 1494.61 - 448.42 \ 3132.23 \ 5171.15 \ 1653.11 \ 287.66$ (3.93) $(-2.37) \ (-2.58) \ (2.48) \ (2.18) \ (-0.24) \ (5.75) \ (4.50) \ (6.28) \ (1.51)$	194.61 - 448.42 3132.23 5171.15 1653.11 (2.18) (- 0.24) (5.75) (4.50) (6.28)	3132.23 ; (5.75)	(4.50)	1653.11 (6.28)	287.66 (1.51)	0.959	0.959 851.74 2.11	2.11
1.2	- 0.95 (10.27)	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	-0.84 ( $-10.09$ )	(4.21)	0.49 - 122.97 - 264.93 806.80 (4.21) (-0.52) (-1.34) (1.26)	-264.93 ( $-1.34$ )	806.80 (1.26)	2042.54 1602.25 970.79 4890.62 1908.91 (2.95) (1.79) (1.75) (4.21) (7.17)	1602.25 (1.79)	602.25 970.79 4890.62 1908.91 287.07 (1.79) (1.75) (4.21) (7.17) (1.52)	4890.62	1908.91 (7.17)	(1.52)	0.959	0.959 845.06	2.91
1.3	.— 0.94 (— 10.52)	- 0.88 (- 16.00)	.00)	0.48 - (4.17)	0.48 - 185.44 - 288.98 796.59 (4.17) (-0.85) (-1.49) (1.25)	- 288.98 (- 1.49)	796.59 (1.25)	2007.98 1663.34 1065.68 5017.95 1917.88 (2.92) (1.87) (2.00) (4.40) (7.26)	1663.34 (1.87)	63.34 1065.68 5017.95 1917.88 (1.87) (2.00) (4.40) (7.26)	(4.40)	1917.88 (7.26)	294.53 (1.57)	0.960	0.960 839.60	2.83
1.4		- 0.91 (- 18.93)		(4.20)	0.47 - 140.87 - 240.40 712.24 (4.20) (-0.68) (-1.35) (1.20)	- 240.40 (- 1.35)	712.24 (1.20)	1978.31 1486.25 1037.85 5069.85 1954.41 301.43 (3.02) (1.76) (2.02) (4.59) (7.71) (1.67)	1486.25 (1.76)	.86.25 1037.85 5069.85 1954.41 (1.76) (2.02) (4.59) (7.71)	(4.59)	(7.71)	301.43 (1.67)	0.962	0.962 812.36 2.78	2.78

a) Regression (1.1) ist die Regression (1) aus Tab. 2 bei Kouri (1975).

Erstens, wir erhalten nicht jenen zufriedenstellenden Durbin-Watson-Koeffizienten, den Kouri berichtet, sondern müssen die Hypothese einer negativen Autokorrelation der Residuen akzeptieren. Zweitens, die für  $\Delta R^*$  und  $\Delta FP$  ausgewiesenen Regressionskoeffizienten weisen zwar das erwartete Vorzeichen auf, sie sind jedoch nicht statistisch signifikant. Drittens, obwohl wir die gleichen Spekulations-Dummies wie Kouri verwenden, entsprechen die für  $D_1$  bis  $D_4$  erhaltenen Koeffizienten auch nicht annähernd den Ergebnissen Kouris.

Aus dem Kouri-Porter-Modell folgt, daß die Koeffizienten der Konterkarierung für sämtliche vorherbestimmten Entstehungskomponenten der Basisgeldschöpfung einander gleich sein sollten. Daher können wir unter Verwendung der Definition der Geldbasis von der Entstehungsseite [Neumann (1975)] die Bilanz der laufenden Posten CAB, die Veränderung der Nettoinlandsaktiva der Bundesbank  $\Delta$  NDA und die freigesetzten Reserven L zu einer einzigen erklärenden Variablen  $\Delta$   $B_1^4$  zusammenfassen:

$$\Delta B = CAB + \Delta NDA + L + TCP$$

Regression (1.4) weist einen zusammengefaßten Koeffizienten der Konterkarierung von - 0,91 aus. Dies läßt auf einen hohen Grad der Konterkarierung schließen, wir werden jedoch später sehen, daß dieser Schätzwert gegen - 1,0 verzerrt ist.

Tabelle 2 ermöglicht eine Überprüfung von Kouris Schätzung der kurzfristigen Kapitalverkehrsgleichung (4). Regression (2.2) läßt erkennen, daß unsere Nachschätzung weniger erfolgreich ist. Das bereinigte  $R^2$  beträgt 0,82 im Vergleich zu 0,87 in Regression (2.1). Besonders bemerkenswert ist der für die Variable  $CAB^*$  geschätzte Koeffizient der Konterkarierung, wobei die Bilanz der laufenden Posten (einschließlich der offiziellen Kapitaltransaktionen) mit dem langfristigen privaten Kapitalverkehr zusammengefaßt ist. Der Koeffizient beträgt nur die Hälfte des von Kouri festgestellten Wertes. Dieses Ergebnis legt die Vermutung nahe, daß die von uns verwendete Zeitreihe für SCP, die der Datenbank der Deutschen Bundesbank entstammt, sich von der von Kouri verwendeten Zeitreihe unterscheidet. Desungeachtet erhalten wir für die übrigen erklärenden Variablen — die Spekulationsdummies ausge-

nommen — ähnliche Koeffizienten. Werden wiederum die drei Quellen der Zentralbankgeldschöpfung zusammengefaßt

so ergibt sich ein gemeinsamer Koeffizient der Konterkarierung von nicht mehr als -0.57; vgl. Regression (2.4). Es mag beachtet werden, daß in dieser Regression mit Ausnahme der Spekulationsdummies  $D_1$ ,  $D_2$ ,  $D_4$  und  $D_5$  alle Variablen signifikant zur Erklärung der kurzfristigen privaten Kapitalbewegungen beitragen und offenbar keine Autokorrelation gegeben ist.

## 2.2 Alternative Schätzungen

Der vorhergehende Abschnitt diente dem Nachweis, daß die von uns verwendeten empirischen Daten sich nicht zu sehr von Kouris Daten unterscheiden. Unter Verwendung gleicher Spezifikationen und der gleichen Untersuchungsperiode konnten wir Regressionsschätzungen erzeugen, die denen Kouris relativ nahe kommen, obwohl eine exakte Wiederholung seiner Ergebnisse sich als unmöglich erwies.

In diesem Abschnitt gehen wir zu alternativen Schätzungen der Kapitalverkehrsgleichungen über, die auf numerisch kleinere Koeffizienten der Konterkarierung hindeuten. Den alternativen Schätzungen liegen zwei Überlegungen zugrunde, die von Kouri zwar erwähnt, dann aber in den Tests nicht eingehender berücksichtigt wurden: Erstens, sofern die geldpolitischen Autoritäten während Teilperioden einer ausgeprägten Spekulation gegen die offizielle Währungsparität versuchen, die Kapitalzuflüsse zu sterilisieren, so werden die geschätzten Koeffizienten der Konterkarierung, die den Einfluß zinsinduzierter Kapitalzuflüsse messen sollen, gegen -1.0 verzerrt. Die für die Spekulationsdummies festgestellten nichtsignifikanten Regressionskoeffizienten legen nahe, daß dieses Schätzproblem gegeben ist. Eine Möglichkeit, es zu vermeiden, besteht darin, die Teilperioden der Spekulation gegen die Währungsparität aus der Gesamtuntersuchungsperiode herauszunehmen. Zweitens, Kouri bereinigte die Nettoinlandsaktiva der Deutschen Bundesbank um die Refinanzierungs- und Lombardkredite, weil für die Banken die kurzfristige Verschuldung im Ausland ein enges Substitut für eine Verschuldung bei der Bundesbank darstellt und beide Formen der Verschuldung in hohem Maße negativ miteinander korreliert sind. Vermutlich aus Unkenntnis der deutschen Verhältnisse führte Kouri diesen richtigen Gedanken jedoch nicht zu Ende. Ein dritter Weg zur

Tabelle 2: Regressionen von SCP auf die bereinigte Komponente ANDA-ARF und andere Determinanten

-	Periode: 1960, I – 1972, II											t-Werte in Klammern	n Klaı	nmern
$CAB^*  \begin{array}{ccc} ANDA & L & A \\ -ARF & L & A \end{array}$	7	¥	AY ADISC AR*	∆ R*	A FP	$\mathcal{D}_1$	$D_2$	$D_3$	$D_4$	$D_5$	$D_5$ $\Delta S_4$ Const.	Const.	$\mathbb{R}^2$	D. W.
$-0.61 \\ -0.61 \\ -0.53 \\ -0.69 \\ 0.55 \\ 1354.04 \\ -1627.79 \\ -1627.79 \\ -914.23 \\ 864.47 \\ 648.95 \\ -2505.62 \\ 2592.03 \\ 2727.17 \\ 1803.45 \\ (-3.73) \\ (-3.73) \\ (-4.77) \\ (-5.88) \\ (3.42) \\ (3.34) \\ (-4.67) \\ (-3.58) \\ (0,96) \\ (0,96) \\ (0,96) \\ (0,60) \\ (-0.76) \\ (3.31) \\ (1.44) \\ (4.17) \\ (4.17) \\ (-3.58) \\ (0,96) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58) \\ (0,10) \\ (-3.58)$	0 89	3.42)	1354.04 -	. 1627.79 . (- 4.67)	- 914.23 (- 3.58)	864.47 (0,96)	648.95	-2505.62 (- 0.76)	(3.31)	(1.44)	1803.45 (4.17)	(0.08)	0.871	2.22
$\begin{array}{ccccc} -0.32 & -0.53 & -0.62 & 0.\\ (-2.00) & (-3.99) & (-4.77) & (4.77) & (4$		67 55)	1696.44 – (3.09)	.1164.33 · (- 3.06)	$0.67 \ 1696.44 - 1164.33 - 991.12 \ 282.80 \ 517.18 \ 4851.81 \ 648.05 \ 1018.53 \ 1792.18 - 150.24$ $(3.55) \ (3.09) \ (-3.06) \ (-2.74) \ (0.28) \ (0.43) \ (3.48) \ (0.73) \ (0.46) \ (3.42) \ (-0.50)$	282.80 (0.28)	517.18 (0.43)	4851.81 (3.48)	648.05 1	(0.46)	(3.42)	(0.73) (0.46) (3.42) (-0.50)	0.817	2.23
$\begin{array}{cccc}  & -0.61 & 0.0 \\  & & & & & & & & & & & & & & & & & & $	9.0	38 33)	1517.20 – (2.90)	.1035.11 · (- 2.92)	$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	375.68 (0.39)	773.83 (0.69)	4924.43 (3.70)	713.58 1	(0.73)	1962.75 (4.06)	4924.43 713.58 1551.77 1962.75 — 250.39 (3.70) (0.85) (0.73) (4.06) (— 0.90)	0.832	2.17
-0.57 0 (-6.61) (3)	0 8	89	1224.55 – (2.46)	-1203.63 - (-3.50)	$ \begin{array}{llllllllllllllllllllllllllllllllllll$	710.25 1		5361.66 1050.36 2841.05 1976.45 - 228.51 (4.05) (1.27) (1.43) (4.01) (-0.80)	(1.27)	(1.43)	1976.45 (4.01)		0.826	2.14
		i												1

a) Regression (2.1) ist die Regression (3) aus Tab. 3 bei Kouri (1975).

Geldaufnahme bei der Bundesbank besteht für die Banken darin, Geldmarktpapiere zu den festgesetzten Rücknahmesätzen an die Bundesbank zu verkaufen. Daher sind die Nettoinlandsaktiva der Bundesbank um die Nettoverschuldung der Banken zu bereinigen. Die Nettoverschuldung NRF ist definiert als

$$NRF = RF - MM^B,$$

wobei RF die Bruttoverschuldung in Form von Refinanzierungs- und Lombardkrediten bezeichnet und  $MM^B$  die Bestände der Banken an Geldmarktpapieren.

Die in Tabelle 3 vorgelegten Regressionen berücksichtigen beide Überlegungen. Die kurzfristigen Kapitalbewegungen werden durch die Veränderungen der um die Nettoverschuldung der Banken bereinigten Geldbasis  $B_{\delta}^{A}$  neben anderen Determinanten erklärt.

Regression (3.1) ist direkt vergleichbar mit Regression (2.4), in der die Geldbasisvariable nur um die Bruttozentralbankverschuldung der Banken bereinigt ist. Wir finden nun eine etwas verringerte Gesamterklärung. Das bereinigte  $R^2$  beträgt 0,78. Der Durbin-Watson-Koeffizient weist keine Autokorrelation der Residuen aus. Die Regressionskoeffizienten der ökonomischen Variablen haben das richtige Vorzeichen und sind statistisch signifikant. Von besonderem Interesse ist der für  $\Delta B_6^4$  geschätzte Koeffizient der Konterkarierung. Wie erwartet ist er numerisch kleiner als der für  $\Delta B_4^4$  geschätzte Koeffizient, obwohl die Differenz statistisch nicht signifikant ist (-0.47 im Vergleich zu -0.57).

Die Regressionen (3.2) bis (3.5) wiederholen die Regression (3.1) für unterschiedliche Schätzperioden, und zwar wurden Schritt für Schritt die Episoden ausgeprägter Spekulation gegen die Währungsparität aus der zient der Konterkarierung durch die Eliminierung der turbulenten Episode von 1969,III bis 1972,II nicht tangiert, wie Regression (3.3) zeigt. Jedoch erhalten wir einen wiederum verringerten Koeffizienten der Konterkarierung von nicht mehr als -0.41, wenn wir schließlich allein die Periode 1961,III bis 1968,II betrachten; vgl. Regression (3.5). In diesem Zeitraum gab es keine nennenswerte Spekulation gegen die offizielle Parität der DM. Andererseits ist zu berücksichtigen, daß das bereinigte  $R^2$  auf 0,70 fällt und die Regressionskoeffizienten für den Eurodollar-Zins und den Swapsatz nicht signifikant sind.

t-Werte in Klammern Tabelle 3: Regressionen von SCP auf Änderungen der bereinigten Geldbasis  ${f B}_6^A$  und andere Determinanten

D. W.	1.96	2.07	1.65	1.44	1.76
R <sub>2</sub>	0.784	0.877	0.755	0.727	0.702
Const.	0.47 0.70 1548.19 -1484.32 -1303.44 940.56 857.62 5759.66 1099.93 1685.16 1780.26 - 231.27 0.784 5.28) (3.55) (2.86) (-3.96) (-3.96) (-3.70) (0.88) (0.68) (3.68) (3.92) (1.19) (0.78) (3.26) (-0.73)	1876.38 — 267.49 0.877 (3.46) (— 1.00)	1560.58 - 256.29 0.755 (2.91) (-1.01)	33.70 0.727 (0.20)	(4.08) (-0.18)
$D_4$ $D_5$ $\Delta S_4$ Const.	1780.26 (3.26)	1876.38 (3.46)	1560.58 (2.91)	1589.77 (4.58)	1565.88 (4.08)
Ds	1685.16 (0.78)				
$D_4$	1099.93				
D3	5759.66 (3.92)	4974.80 (3.98)			
$D_1$ $D_2$	857.62	634.28 (0.61)	1333.31 (1.28)		
$D_1$	940.56 (0.88)	836.94 (1.04)	997.12 (1.30)	576.89 (1.18)	
A FP	0.47 0.70 1548.19 -1484.32 -1303.44 940.56 857.62 5759.66 5.28) (3.55) (2.86) (-3.96) (-3.70) (0.88) (0.68) (3.92)	0.47 0.63 1851.39 -1091.23 -1549.19 836.94 634.28 4974.80 4.30) (3.00) (3.49) (-2.56) (-5.27) (1.04) (0.61) (3.98)	0.47 0.71 1693.79 - 752.96 - 936.85 997.12 1333.31 4.61) (3.48) (3.33) (-1.73) (-2.33) (1.30) (1.28)	0.39 0.39 1209.69 - 840.50 - 539.36 5.30) (2.89) (3.68) (-2.51) (-2.05)	- 348.61 (- 1.08)
⊿R*	-1484.32 · (-3.96)	-1091.23 - (-2.56)	-752.96 ( $-1.73$ )	- 840.50 $(-$ 2.51)	0.41 0.34 1130.94 $-522.20 -348.61$ 5.16) (2.42) (2.36) ( $-1.19$ ) ( $-1.08$ )
B6 AY ADISC AR*	1548.19 -	1851.39 - (3.49)	1693.79 (3.33)	(3.68)	(2.36)
ĀΓ	0.70 (3.55)	0.63	0.71	0.39	0.34 (2.42)
$AB_6^A$	- 0.47 (- 5.28)	- 0.47 (- 4.30)	- 0.47 (- 4.61)	- 0.39 (- 5.30)	- 0.41 (- 5.16)
Regr. Periode No.	1960, I - 1972, II	1960, I - 1969, IV	1960, I - 1969, II	1960, I - 1968, II	1961, III - 1968, II
Regr. No.	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5

Definition:  $AB_6^A = CAB^* + L + ANDA - ANRF$ .

Tabelle 4: Koeffizienten der Konterkarierung aus Regressionsschätzungen von TCP

							- mon ma	•	
Periode	$AB_1^A$ $AB_2^A$	$\Delta B_2^A$	1 B3	CAB	A NDA + L	CAB	A NDA + L - A RF	CAB	A NDA + L - A NRF
1960, I - 1972, II	- 0.91	- 0.75	- 0.67	- 0.94	- 0.88	06.0 —	- 0.71	- 0.78	- 0.62
1960, I - 1969, II	- 0.80	- 0.74	- 0.65	-0.89	- 0.75	- 0.85	- 0.64	-0.76	- 0.54
1960, I - 1968, II	- 0.69	- 0.59	- 0.52	-0.75	- 0.63	- 0.65	- 0.55	-0.57	- 0.48
1961, III - 1968, II	- 0.69	- 0.61	- 0.53	-0.75	- 0.62	- 0.61	09.0 -	- 0.54	- 0.51
Kouri, [1975]: 1960, I - 1972, II				- 0.94	- 0.70	- 0.98	- 0.68		

=  $CAB + \Delta NDA + L - \Delta RF$ ;  $\Delta B_3^A = CAB + \Delta NDA + L - \Delta NRF$ . A B2 = CAB + ANDA + L,Definitionen:

In den beiden letzten Tabellen 4 und 5 werden eine Reihe von Koeffizienten der Konterkarierung aufgeführt, die alternativen Schätzungen der Gleichung des gesamten Kapitalverkehrs (Tabelle 4) und der Gleichung des kurzfristigen Kapitalverkehrs (Tabelle 5) entstammen, wobei die Schätzperiode und die Definition der bereinigten Geldbasis systematisch variiert wurden. Außerdem werden die partiellen Koeffizienten der Konterkarierung für die verschiedenen Entstehungskomponenten der bereinigten Geldbasis angegeben. Folgende Geldbasisdefinitionen wurden verwendet:

für die Erklärung von TCP

$$\Delta B_1^A = CAB + \Delta NDA + L$$

$$\Delta B_2^A = \Delta B_1^A - \Delta RF$$

$$\Delta B_3^A = \Delta B_1^A - \Delta NRF$$

für die Erklärung von SCP

$$\Delta B_4^A = CAB^* + \Delta NDA + L$$

$$\Delta B_5^A = \Delta B_4^A - RF$$

$$\Delta B_6^A = \Delta B_4^A - \Delta NRF$$

Betrachten wir zuerst Tabelle 4. Zwei Beobachtungen sind besonders wichtig: Erstens, für jede Schätzperiode erhalten wir einen Koeffizienten der Konterkarierung, der numerisch um so kleiner wird, je stärker die Geldbasis um endogene Entstehungskomponenten bereinigt wird  $(\Delta B_1^A \to \Delta B_3^A)$ . Zweitens, für jede der alternativen Definitionen der Geldbasis beobachten wir, daß der Koeffizient der Konterkarierung um so mehr numerisch fällt, je enger wir uns der unproblematischen Periode 1961,III bis 1968,II annähern. Ähnliche Verläufe zeigen die partiellen Koeffizienten der Konterkarierung für die Entstehungskomponenten der Geldbasis.

Beide Beobachtungen zusammengenommen ergeben folgendes Bild: Wenn wir den gesamten privaten Kapitalverkehr im Rahmen einer reduzierten Form auf erste Differenzen einer Geldbasisvariablen regressieren, die nicht um die Nettoverschuldung der Banken bei der Bundesbank bereinigt ist, so erhalten wir für die gesamte Untersuchungsperiode 1960,I bis 1972,II einen Koeffizienten der Konterkarierung von — 0,91. Wenn wir dagegen eine angemessenere Abgrenzung der Geldbasis wählen, die die Nettozentralbankverschuldung der Banken aus-

Tabelle 5: Koeffizienten der Konterkarierung aus Regressionsschätzungen von SCP

									10000
Periode	$\Delta B_4^A - \Delta B_5^A$	$\Delta  {f B_5^A}$	⊿ B <sub>6</sub>	$CAB^*$	$\triangle NDA + L$	$CAB^*$	A NDA + L - A RF	CAB*	$\begin{array}{c} A \ NDA \\ + \ L \\ - \ A \ NRF \end{array}$
1960, I - 1972, II	- 0.84	- 0.57	- 0.47	- 0.81	- 0.86	- 0.38	- 0.61	- 0.25	- 0.55
1960, I - 1969, II	-0.71	-0.56	- 0.47	-0.73	- 0.71	-0.52	- 0.58	-0.41	- 0.53
1960, I - 1968, II	-0.61	-0.48	- 0.39	- 0.71	- 0.58	-0.56	- 0.44	-0.46	- 0.39
1961, III - 1968, II	09.0 —	-0.50	- 0.41	0.69	- 0.53	-0.57	- 0.44	- 0.48	- 0.38
Kouri [1975]: 1960, I - 1972, II				- 1.04	- 0.71	- 0.67	- 0.61		

 $\Delta B_5^A = CAB^* + \Delta NDA + L - \Delta RF$ ;  $\Delta B_6^A = CAB^* + \Delta NDA + L - \Delta NRF$ .  $AB_4^A = CAB^* + ANDA + L;$ Definitionen:

schließt, und uns auf die theoretisch relevantere Periode 1961,III bis 1968,II konzentrieren, so erhalten wir einen Koeffizienten der Konterkarierung von nicht mehr als -0.53.

Tabelle 5 weist ganz ähnliche Verläufe für Koeffizienten der Konterkarierung aus, die alternativen Schätzungen der Gleichung des kurzfristigen privaten Kapitalverkehrs entnommen sind. Für die relevante Schätzperiode 1961,III bis 1968,II finden wir einen Koeffizienten der Konterkarierung von nur -0.41, wenn die Geldbasisvariable um die Nettozentralbankverschuldung bereinigt ist.

Der Koeffizient ist damit numerisch nur etwa halb so groß wie in dem irrelevanten Fall, daß die Nettoverschuldung der Banken bei der Bundesbank als eine vorherbestimmte Variable behandelt wird und herausragende Episoden der Spekulation gegen die Parität der DM in die Schätzperiode mit hereingenommen werden (— 0,84).

## 3. Schlußfolgerungen

Das wichtigste Ergebnis dieser Untersuchung ist, daß zinsinduzierte Kapitalbewegungen während der Bretton-Woods-Ära fixierter Wechselkurse die deutsche Geldpolitik in der kürzeren Frist in geringerem Maße behinderten, als nach bisherigen Untersuchungen und den Glaubenssätzen von Politikern anzunehmen war. Nach unseren Schätzungen wurden nicht mehr als etwa 50 % einer autonomen Veränderung der Geldbasis durch induzierte Kapitalbewegungen während desselben Quartals konterkariert. Unsere Ergebnisse bedeuten, daß der deutsche Kapitalmarkt während der sechziger Jahre noch weit von einer vollständigen Integration mit den internationalen Kapitalmärkten entfernt war.

Sicherlich ist einzuräumen, daß die Bedingungen für eine auf Preisstabilität abzielende Geldpolitik keinesfalls ideal waren, jedoch ließen sie genügend Spielraum, um Deutschland eine Politik des Hinterherhinkens hinter der Weltinflation und damit die Bewahrung einer unterbewerteten Währung zu ermöglichen.

## Anhang: Quellen der Daten

Alle Mengenvariablen sind in Mio. DM gemessen, alle Zinssatzvariablen in Prozentpunkten p. a.

TPC = privater Nettokapitalverkehr einschließlich Saldo der statistisch nicht aufgliederbaren Transaktionen; Deutsche Bundesbank.

SCP = kurzfristiger privater Nettokapitalverkehr einschließlich des Saldos der statistisch nicht aufgliederbaren Transaktionen; Deutsche Bundesbank.

CAB = Bilanz der laufenden Posten zuzüglich des öffentlichen Kapitalverkehrs: Deutsche Bundesbank.

CAB\* = CAB zuzüglich des langfristigen privaten Kapitalverkehrs; Deutsche Bundesbank.

NDA = Nettoinlandsaktiva der Deutschen Bundesbank; Monatsberichte der Deutschen Bundesbank (MBDB).

L = freigesetzte bzw. eingeschlossene Reserven aufgrund von Änderungen der Mindestreservebestimmungen; L wurde anhand von Statistiken für n verschiedene Klassen von Nichtbankeneinlagen D nach folgender Formel berechnet:

$$L_t = \sum_{j=1}^{n} \left( r_{t-1}^j - r_t^j \right) D_{t-1}^j$$
.

Y = Masseneinkommen; MBDB.

R\* = Dreimonats-Eurodollar-Zinssatz in London; wöchentliche Durchschnitte des letzten Monats eines jeden Quartals; Quarterly Bulletin of the Bank of England.

> = Swapsatz für US-\$/DM-Kontrakte mit dreimonatiger Laufzeit; tägliche Durchschnitte des letzten Monats eines jeden Quartals; Deutsche Bundesbank.

DISC = offizieller Diskontsatz; tägliche Durchschnitte des letzten Monats eines jeden Quartals; MBDB.

#### Literatur

1. Brunner, K.: "Money Supply Process and Monetary Policy in an Open Economy"; M. B. Conolly und A. K. Swoboda (Hrsg.), International Trade and Money, London 1973, S. 127 - 166. - 2. Fratianni, M.: "A Note on the Theory of Offsetting Capital Flows", Journal of Monetary Economics, Bd. 3, Nr. 1, 1977, S. 133 - 138. — 3. Johnson, H. G.: "The Balance of Payments, Pakistan Economic Journal", 1958, wiederabgedruckt in H. G. Johnson (Hrsg.), Money, Trade and Economic Growth, London 1962. — 4. Ders.: "Inflation and the Monetarist Controversy", de Vries Lectures, Amsterdam 1971. — 5. Ders.: "The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory", M. B. Connolly und A. Swoboda (Hrsg.), International Trade and Money, London 1973, S. 206 - 224. — 6. Kouri, P. J. K.: "Die Hypothese konterkarierender Kapitalströme — Eine Fallstudie für die Bundesrepublik Deutschland", Kredit und Kapital, 8. Jg. (1975) S. 1 - 30. — 7. Ders.: und M. Porter: "International Capital Flows and Portfolio Equilibrium", Journal of Political Economy, Bd. 82, 1974, S. 443 - 467. — 8. Meltzer, A. H.: "The Monetary Approach to Inflation and the Balance of Payments", M. Fratianni und K. Tavernier (Hrsg.), Bank Credit, Money and Inflation in Open Economies, Beiheft 3 zu Kredit und Kapital, Berlin 1976, S. 579 - 617. — 9. Mundell, R. A.: "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", The Canadian Journal of Economics and Political Science, Bd. 29, 1963, S. 475 - 485. — 10. Ders.: "Monetary Theory", Pacific Palisades, Calif. 1971. — 11. Neumann, M. J. M.: "Konstrukte der Zentralbankgeldmenge", Kredit und Kapital, 8. Jg. (1975) S. 317 - 345.

## Zusammenfassung

# Konterkarierende Kapitalbewegungen Eine Überprüfung der deutschen Evidenz

Nach Ricardos Gesetz verhindern feste Wechselkurse und vollständig integrierte Kapitalmärkte, daß die währungspolitischen Behörden einer kleinen offenen Volkswirtschaft eine unabhängige Geldpolitik führen können. Zinsinduzierte Kapitalbewegungen konterkarieren vollständig jede geldpolitische Aktion. Dieser Artikel überprüft die deutschen Erfahrungen der sechziger Jahre. Es wird gezeigt, daß die Ergebnisse vorangegangener Untersuchungen, die einen relativ hohen Grad der Konterkarierung nahelegten, unzutreffend sind. Die vorgelegte Evidenz läßt erkennen, daß nicht mehr als etwa 50 % autonomer Veränderungen der deutschen Geldbasis durch zinsinduzierte Kapitalbewegungen im gleichen Quartal neutralisiert wurden.

#### Summary

#### Neutralizing Capital Movements. An appraisal of the German evidence

According to *Ricardo*'s law, fixed exchange rates and completely integrated capital markets prevent the monetary authorities of a small, open economy from pursuing an independent monetary policy. Interest-rate-induced capital movements completely neutralize any monetary policy action. This article examines German experience during the sixties. It is shown that the findings of previous studies, which suggested a relatively high degree of neuralization, are inaccurate. The evidence presented reveals that not more than about 50 per cent of the autonomous changes in the German monetary base were neutralized by interest-rate-induced capital movements in the same quarter.

#### Résumé

## Mouvements opposés de capitaux. Examen de l'évidence allemande

En vertu de la loi de *Ricardo*, les taux fixes de change et les marchés financiers complètement intégrés interdisent aux autorités monétaires d'une petite économie ouverte de mener une politique monétaire autonome. Les mouvements de capitaux répondant aux sollicitations des taux d'intérêt contrecarrent totalement toute action de politique monétaire. Le présent article scrute l'expérience allemande des années soixante. Il démontre que les résultats d'études antérieures, qui confirmaient un dégré relativement élevé d'oppo-

sition, n'étaient pas pertinents. L'évidence ici présentée permet de conclure que pas plus de 50 % des modifications de la base monétaire allemande furent neutralisées au cours du même trimestre par des mouvements de capitaux dus aux taux d'intérêt.