

Glaubwürdigkeit, Zeitinkonsistenz und Zinsdifferenzen in einem System fester Wechselkurse – Ein Kommentar

Von Franz Xavier Hof, Wien

I. Einleitung

Vor kurzer Zeit wurde in diesem Journal ein von Heinz-Peter Spahn verfaßter Artikel (im folgenden: Spahn (1996)) publiziert, in dem unter anderem die Glaubwürdigkeit bzw. Zeitinkonsistenz fester Wechselkurse analysiert wurden. Spahn (1996) versucht, den Barro-Gordon-Ansatz auf die offene Volkswirtschaft zu übertragen und verwendet zu diesem Zweck eine einfache Variante des Mundell-Fleming-Modells, in der die heimische Zentralbank den nominellen Wechselkurs annahmegemäß (durch geeignete Wahl des nominellen Geldangebots) exakt steuern kann. Auffallend ist, daß die Analyse in zwei wesentlichen Punkten von der in der Zeitinkonsistenz-Literatur üblichen Darstellung abweicht:¹

A) Der Autor verzichtet auf die (explizite) Annahme, daß die Wirtschaftssubjekte rationale Erwartungen bilden. Er unterstellt der Einfachheit halber, „daß sich Preis- und Wechselkurserwartungen grundsätzlich gleichgerichtet entwickeln“ (siehe S. 519) und begründet diese Vorgangsweise in der Fußnote 11 (S. 519) wie folgt:

„Diese Annahme dient in erster Linie zur Vereinfachung des Modells. Sie läßt sich allerdings auch damit begründen, daß die langfristig parallele Entwicklung von m , p und e (i.e. der nominellen Geldmenge, des inländischen Preisniveaus und des nominellen Wechselkurses; der Autor dieses Kommentars) zu den Standardannahmen der Quantitätstheorie gehört.“

B) Der Autor verzichtet auf die Berechnung der zeitkonsistenten Wechselkurspolitik. Er betrachtet lediglich zwei spezielle Niveaus des von den privaten Wirtschaftssubjekten erwarteten Wechselkurses e^e bzw. des von der Zentralbank tatsächlich gewählten Wechselkursniveaus e . Die Wirtschaftssubjekte erwarten, daß die Zentralbank entweder $e = e_0$

¹ Siehe dazu z.B. *Blanchard & Fischer* (1989) und diverse Artikel in *Persson & Tabellini* (1994).

oder $e = e_B$ wählt, und die Zentralbank setzt tatsächlich eines dieser beiden Niveaus. e_0 bezeichnet dabei den Wert des Wechselkurses im Ausgangsgleichgewicht bzw. den Wert, den die Zentralbank wählen würde, sofern sie sich glaubhaft binden könnte („precommitment solution“). e_B beschreibt hingegen den Wert, den die Zentralbank im Rahmen einer diskretionären Politik wählen würde, sofern i) sie ihre Wohlfahrtsfunktion maximierte und ii) die Wechselkurserwartungen der privaten Wirtschaftssubjekte durch $e^e = e_0$ gegeben wären. Es gilt also: $e_B = R(e_0)$, wobei es sich bei R um die (in Spahn (1996) nicht explizit abgeleitete) Reaktionsfunktion der Zentralbank handelt, welche die „beste Antwort“ der Zentralbank auf die von den privaten Wirtschaftssubjekten gebildeten Wechselkurserwartungen beschreibt. Bei der Kombination ($e^e = e_0$, $e = e_B$) handelt es sich daher um die sogenannte Betrugslösung („fooling solution“). Unklar ist, warum Spahn die Kombination ($e^e = e_B$, $e = e_B$) ebenfalls als Lösung bezeichnet, obwohl $e = e_B$ keine optimale Reaktion der Zentralbank auf $e^e = e_B$ darstellt (i.e. $e_B \neq R(e_B)$).

Während man für die unter A) und B) angeführten Eigenschaften des Modells von Spahn unter Umständen gute Argumente anführen kann (z.B. „bounded rationality“ als Grund für die Nichtverwendung von rationalen Erwartungen, didaktische Überlegungen als Grund für die Beschränkung auf zwei Wechselkursniveaus), hat das Modell noch eine dritte Eigenschaft, die auf jeden Fall einer eingehenden Diskussion bedarf:

C) Die in Spahn (1996) gewählte Notation, die keine Zeitindizes berücksichtigt, weist meiner Meinung nach sinnstörende Ungenauigkeiten auf, die unter anderem dazu führen, daß es keine einheitliche Interpretation des Modells gibt.² In Abschnitt II. des vorliegenden Kommentars wird argumentiert werden, daß es zwei alternative „naheliegende“ (mit der Standard-Literatur vereinbare) Interpretationen gibt. Jede dieser beiden Interpretationen würde aber implizieren, daß die von Spahn gewählte Notation inkonsistent wäre, und zwar im folgenden

² Der Komplexitätsgrad der vom Autor verwendeten Notation wäre für die übliche, auf der „expectations-augmented Phillips curve“ beruhenden Analyse des Zeitinkonsistenz-Problems angemessen. Für das etwas komplexere Mundell-Fleming-Modell ist die Notation zu wenig differenziert. Auch für den mit der Literatur vertrauten Leser ist nicht völlig klar, zu welchen Zeitpunkten gewisse Erwartungen gebildet und diverse Entscheidungen getroffen werden bzw. welche Informationsmengen den privaten Wirtschaftssubjekten und der Zentralbank im Zeitpunkt der Erwartungsbildung und Entscheidungsfindung zur Verfügung stehen.

Sinn: Aus der einen Interpretation würde folgen, daß der Autor das Symbol e^e für die Bezeichnung von zwei unterschiedlichen (i.e. anhand von unterschiedlichen Informationsmengen und für unterschiedliche Perioden gebildeten) Wechselkurserwartungen verwendete. Die andere Interpretation würde implizieren, daß das Symbol e sowohl den Wechselkurs der laufenden Periode als auch den der Vorperiode bezeichnete.

Der vorliegende Kommentar ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt II. werden die unter Punkt C) beschriebenen Probleme bezüglich der Notation sowie der Interpretation des Modells erörtert. Weiters wird überprüft, ob und unter welchen Voraussetzungen die in Spahn (1996) für den Output und das Preisniveau berechneten Lösungen ihre Gültigkeit behalten, wenn die Notation geeignet präzisiert wird. Es wird gezeigt, daß sich nur eine Interpretation des Modells für die Analyse des von Spahn in Abschnitt IV untersuchten „one-shot game“ eignet. Die Analyse wird in der Folge auf diese Modellversion beschränkt. In Abschnitt III. werden der Mainstream-Literatur folgend die von Spahn unterstellten „plausiblen“ Erwartungen durch rationale Erwartungen ersetzt und neben der „precommitment solution“ auch die „time consistent solution“ berechnet. Es wird gezeigt, daß die aus dem „one-shot game“ abgeleiteten Ergebnisse i) einen höheren Komplexitätsgrad aufweisen als die aus dem Barro-Gordon-Ansatz abgeleiteten bzw. von Spahn in Abschnitt IV beschriebenen Resultate und ii) vom empirischen Standpunkt aus unbefriedigend sind. Es wird weiters gezeigt, daß man bei der Analyse einer kleinen offenen Volkswirtschaft nur dann so einfache Ergebnisse erhält wie in dem für die geschlossene Volkswirtschaft konzipierten Barro-Gordon-Ansatz, wenn man die IS-Kurve durch die PPP („purchasing power parity“) ersetzt. In Abschnitt IV. werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefaßt. Weiters wird angedeutet, warum die Modellierung eines wiederholten Spiels zwischen den privaten Wirtschaftssubjekten und der Zentralbank schwieriger ausfallen würde, als man aufgrund der Ergebnisse von Spahn erwarten könnte.

II. Alternative Interpretationen des Modells

Das Modell in Spahn (1996) besteht aus den folgenden Grundgleichungen:

$$(1) \quad i = i^* + e^e - e$$

$$(2) \quad y = g - \mu i + \varepsilon(e - p + p^*), \quad \mu, \varepsilon > 0$$

$$(3) \quad p = w + \alpha y, \quad \alpha > 0$$

$$(4) \quad w = w_0 + p_c^e$$

$$(5) \quad p_c^e = (1 - \delta)p^e + \delta(e^e + p^*), \quad 0 < \delta < 1$$

$$(8) \quad m = p + y - \sigma i, \quad \sigma > 0$$

Bei diesen Gleichungen wurde die folgende Notation verwendet: i (bzw. i^*) bezeichnet den inländischen (bzw. ausländischen) Nominalzinssatz. Die folgenden Symbole bezeichnen jeweils den Logarithmus der entsprechenden Variablen: e = nomineller Wechselkurs (inländische Währungseinheiten pro ausländischer Währungseinheit), y = inländischer Güteroutput, g = Term, der sowohl autonome Komponenten der privaten Nachfrage nach inländischen Gütern als auch die staatliche Nachfrage erfaßt, p = Preis der im Inland erzeugten Güter in Inlandswährung, p^* = Preis der im Ausland erzeugten Güter in Auslandswährung, w = Nominallohn, p_c = Konsumentenpreisindex (CPI), m = nominelles Geldangebot. p_c^e , p^e und e^e bezeichnen die erwarteten Werte von p_c , p und e .

Gleichung (1) beschreibt die ungedeckte Zinsparitätsgleichung (UIP). Bei Gleichung (2) handelt es sich um eine IS-Kurve für eine offene Volkswirtschaft, die neben dem realen Wechselkurs ($e - p + p^*$) – entgegen der üblichen Darstellung – nicht den erwarteten Realzinssatz, sondern den Nominalzinssatz enthält. Gleichung (3) kann entweder als Preissetzungsgleichung mit einem vom Auslastungsgrad abhängigen Aufschlagsfaktor interpretiert werden oder als Güterangebotsfunktion eines repräsentativen Konkurrenzanbieters, der sowohl auf dem Gütermarkt als auch auf dem Arbeitsmarkt als Preisnehmer agiert. Gleichung (4) besagt, daß der Nominallohn bei den Lohnverhandlungen so gesetzt wird, daß der daraus resultierende erwartete Konsumentenreallohn ($w - p_c^e$) mit dem angestrebten Niveau w_0 übereinstimmt. Da es im vorliegenden Kommentar nötig sein wird, Zeitindizes einzuführen, werden wir – um Fehlinterpretationen zu vermeiden – w_0 durch \bar{w}_c ersetzen (w_c steht für Konsumentenreallohn). Gleichung (5) beschreibt den erwarteten Wert des Konsumentenpreisindex. Gleichung (5) erhält man, indem man von der durch $p_c = (1 - \delta)p + \delta(e + p^*)$ gegebenen Definition des Konsumgüterpreisindex ausgeht, tatsächliche Größen durch erwartete Größen ersetzt und der Einfachheit halber $p^* = (p^*)^e$ unterstellt. Gleichung (8) beschreibt die LM-Kurve.

Nach der kurzen Darstellung des Originalmodells können wir uns nun den Notationsproblemen zuwenden. Die zentrale Frage lautet dabei: Wie sollen die beiden Symbole e^e und e interpretiert werden? Aus der ungedeckten Zinsparitätsgleichung folgt, daß es sich bei der Differenz ($e^e - e$) um die erwartete Abwertungsrate der inländischen Währung handelt. Dies bedeutet, daß ($e^e - e$) unter Verwendung von Zeitindizes entweder in der Form $e_{t+1}^{e,t} - e_t$ oder in der Form $e_t^{e,t-1} - e_{t-1}$ geschrieben werden kann, wobei $e_{t+1}^{e,t}$ die Erwartung bezüglich e_{t+1} beschreibt, die anhand der in der Periode t verfügbaren Informationsmenge I_t gebildet wird. Analog bezeichnet $e_t^{e,t-1}$ die Erwartung bezüglich e_t , die anhand der in der Periode $t - 1$ verfügbaren Informationsmenge I_{t-1} gebildet wird.

Betrachten wir nun die durch die Gleichungen (4) und (5) beschriebene Bestimmung des Nominallohns. Für Gleichung (4) wird in der Literatur sehr häufig die folgende Interpretation angeboten: Es wird unterstellt, daß es Nominallohnkontrakte mit einer Laufzeit von einer Periode gibt. Der für die Periode t gültige Nominallohn w_t wird entweder am Ende der Periode $t - 1$ oder am Beginn der Periode t festgelegt. Die Arbeitsanbieter und -nachfrager wissen zu diesem Zeitpunkt (annahmegemäß) nicht, welche Werte des Preisniveaus, des Wechselkurses, des Konsumgüterpreisindex, des Outputs und gewisser Störgrößen sich in der Periode t realisieren werden. Bei der Festlegung von w_t sind sie daher auf ihre anhand der Informationsmenge I_{t-1} gebildeten Erwartungen angewiesen. Unter diesen Annahmen gilt:³

$$(13) \quad w_t = \bar{w}_c + p_{ct}^{e,t-1} = \bar{w}_c + (1 - \delta)p_t^{e,t-1} + \delta(e_t^{e,t-1} + (p_t^*)^{e,t-1})$$

Aus dieser Darstellung folgt, daß es sich bei den für Nominallohnbildung relevanten Wechselkurserwartungen nur um $e_t^{e,t-1}$ handeln kann. Will man nun, daß e^e eindeutig definiert ist, so muß die in der Zinsparitätsgleichung (UIP) verwendete Wechselkurserwartung ebenfalls durch $e_t^{e,t-1}$ gegeben sein. Die UIP muß daher in der folgenden Form dargestellt werden:⁴

$$(14) \quad i_t = i_t^* + (e_t^{e,t-1} - e_{t-1})$$

³ Bezüglich der Gleichungsnummern verwenden wir die folgende Konvention. Die in Spahn (1996) enthaltenen Nummern, die von (1) bis (12) reichen, werden unverändert übernommen. Im vorliegenden Kommentar beginnt die Numerierung der Gleichungen mit (13).

⁴ Möchte man so wie Spahn den Zeitindex unterdrücken, so müßte man die Darstellung $i = i^* + (e^e - e_{-1})$ wählen, wobei $e^e = e_t^{e,t-1}$ gilt.

Diese Darstellung impliziert, daß die für die Periode t gültigen Nominalzinssätze so wie der für die Periode t gültige Nominallohn bereits am Ende der Periode $t - 1$ bzw. am Beginn der Periode t festgelegt würden, d. h. vor der Entscheidung der Zentralbank über den Wechselkurs für die Periode t . Modelltechnisch gesprochen handelte es sich sowohl beim Nominallohn als auch bei den Nominalzinssätzen um prädeternierte Größen. Die Fristigkeit der Nominalzinssätze wäre durch die Laufzeit der Nominallohnkontrakte bestimmt.

Die bisherigen Überlegungen implizieren: Akzeptiert man die oben beschriebenen Nominallohnkontrakte, und soll es im Modell nur eine einzige Wechselkurserwartung geben, so muß die ursprüngliche Formulierung der Zinsparitätsgleichung durch (14) ersetzt werden. Alle anderen Gleichungen können unverändert übernommen werden. Das dadurch beschriebene Modell wird in der Folge als Modell 1 bezeichnet werden. Unterstellt man Spahn (1996) folgend $p_t^{e,t-1} = e_t^{e,t-1}$, so erhält man die folgenden Lösungen für y_t und p_t

$$(15) \quad y_t = \frac{\theta}{\beta} (e_t - e_t^{e,t-1}) - \frac{\mu}{\beta} (e_t - e_{t-1}) + \dots,$$

$$(16) \quad p_t = \frac{\alpha\theta}{\beta} e_t + \frac{\phi}{\beta} e_t^{e,t-1} - \frac{\alpha\mu}{\beta} (e_t - e_{t-1}) + \dots,$$

wobei die Koeffizienten β , θ und ϕ so wie in Spahn [1996, S. 519, Gleichungen (10)] folgendermaßen definiert sind: $\beta = 1 + \alpha\varepsilon$, $\theta = \varepsilon + \mu$, $\phi = 1 - \alpha\mu$. Die von Spahn berechneten Lösungen haben die folgende Form (siehe S. 519):

$$(11) \quad y = \frac{\theta}{\beta} (e - e^e) \text{ und } p = \frac{\alpha\theta}{\beta} e + \frac{\phi}{\beta} e^e$$

Vergleicht man diese beiden Lösungen mit (15) und (16), so sieht man, daß (15) und (16) einen zusätzlichen Term aufweisen, der nicht verschwindet, sofern $e_t \neq e_{t-1}$ gilt.

Das Modell 1 wird in Abschnitt III. noch einer genaueren Analyse unterzogen werden. In diesem Zusammenhang werden wir unter anderem rationale Erwartungen einführen und die zeitkonsistente Politik berechnen. Bevor wir dies tun, wenden wir uns einer alternativen Interpretation des Modells zu. Diese beruht darauf, daß es in der Standard-Literatur eine zweite Darstellung der UIP gibt, welche die folgende Form hat:⁵

⁵ Siehe z.B. Marston (1982, S. 89) und Marston (1985, S. 895).

$$(17) \quad i_t = i_t^* + (e_{t+1}^{e,t} - e_t)$$

Bei dieser Spezifikation ist der Zinssatz keine (am Beginn der Periode t) prädeterminierte Größe. Allgemein wird (17) so interpretiert, daß die Erwartung bezüglich des Wechselkurses der Periode $t + 1$ anhand der in der Periode t vorhandenen Informationsmenge I_t gebildet wird und e_t Bestandteil der Informationsmenge I_t ist. Der Wechselkurs der laufenden Periode hat einen direkten Einfluß auf den Zinssatz der laufenden Periode und darüber hinaus auch einen indirekten, sofern die Wechselkurs-erwartung $e_{t+1}^{e,t}$ von e_t abhängt. Möchte man diese Interpretation der UIP verwenden und darüber hinaus die oben beschriebene Theorie der Nominallohnkontrakte beibehalten, so müssen im Unterschied zu Spahn zwei unterschiedliche Wechselkurserwartungen berücksichtigt werden, nämlich $e_t^{e,t-1}$ und $e_{t+1}^{e,t}$. Das daraus resultierende Modell wird in der Folge als Modell 2 bezeichnet. Dieses Modell wäre allerdings komplexer als das von Spahn beschriebene, da die semireduzierten Formen für den Output y_t und das Preisniveau p_t in diesem Fall unter der von Spahn unterstellten Erwartungsbildung $p_t^{e,t-1} = e_t^{e,t-1}$ die folgende Form hätten:

$$(18) \quad p_t = \frac{1}{\beta} e_t^{e,t-1} + \frac{\alpha\theta}{\beta} e_t - \frac{\alpha\mu}{\beta} e_{t+1}^{e,t} + \dots$$

$$(19) \quad y_t = -\frac{\varepsilon}{\beta} e_t^{e,t-1} + \frac{\theta}{\beta} e_t - \frac{\mu}{\beta} e_{t+1}^{e,t} + \dots$$

Aus (18) und (19) folgt, daß die in der Periode t realisierten Werte des Outputs und des Preisniveaus nicht nur davon abhängen, welcher Wechselkurs bei den am Ende der Periode $t - 1$ bzw. am Beginn der Periode t stattfindenden Lohnverhandlungen für die Periode t erwartet wird und welchen Wechselkurs die Zentralbank dann tatsächlich in der Periode t wählt. Sie hängen auch davon ab, welchen Wechselkurs die privaten Wirtschaftssubjekte in der Periode t für die Periode $t + 1$ erwarten, wobei sie diese Erwartung in Kenntnis von e_t (i.e. der aktuellen Entscheidung der Zentralbank) bilden. Es ist offensichtlich, daß die oben angeführten Gleichungen der semireduzierten Form für y_t und p_t eine komplexere Struktur implizieren als der traditionelle Barro-Gordon-Ansatz, bei dem die Arbeitslosenrate und der Output der laufenden Periode nur von $\pi_t^{e,t-1}$ und π_t abhängen, wobei π_t die tatsächliche (annahmegemäß von der Zentralbank perfekt kontrollierte) Inflationsrate der Periode t und $\pi_t^{e,t-1}$ die bei den Lohnverhandlungen gebildete Erwartung

bezüglich π_t bezeichnen.⁶ Die von Spahn in Abschnitt IV gewählten Darstellungen vermitteln den Eindruck, daß ihm die einfache Struktur des Barro-Gordon-Modells vorschwebt und nicht die durch (18) und (19) beschriebene komplexere Struktur. Dies wird unter anderem dadurch klar, daß er nur eine einzige Wechselkurserwartung berücksichtigt und sich auf die Analyse eines one-shot game beschränkt. An dieser Stelle soll erwähnt werden, daß es eine theoretische Möglichkeit gäbe, die von Spahn präsentierte semireduzierte Form (11) aus (18) und (19) abzuleiten. Unterstellt man in (18) und (19), daß

$$(20) \quad e_{t+1}^{e,t} = e_t^{e,t-1}$$

gilt, so erhält man:

$$(21) \quad y_t = \frac{\theta}{\beta} (e_t - e_t^{e,t-1}) + \dots$$

$$(22) \quad p_t = \frac{\alpha\theta}{\beta} e_t + \frac{\phi}{\beta} e_t^{e,t-1} + \dots$$

Die Gleichungen (21) und (22) stimmen mit (11) überein. Man beachte aber, auf welchen Annahmen bezüglich der Erwartungsbildung diese Herleitung beruht. (20) impliziert, daß die Wirtschaftssubjekte im Zeitverlauf konstante Erwartungen bilden und die Erwartungen auch dann nicht revidiert werden, wenn in der Periode t ein Erwartungsfehler aufgetreten ist. Da eine solche Herleitung von (11) nicht wirklich befriedigend sein kann, und die korrekte Berücksichtigung von zwei unterschiedlichen Wechselkurserwartungen den Rahmen eines one-shot game sprengen würde, wird das Modell 2 in der Folge nicht mehr betrachtet.

⁶ Bei rationalen Preisniveauerwartungen wird die semireduzierte Form noch komplexer. Für das Preisniveau erhält man z.B. eine Darstellung der folgenden Form:

$$p_t = f(e_t, E_{t-1}e_t, E_{t-1}e_{t+1}, E_te_{t+1}, \dots),$$

wobei $E_{t-k}e_{t+i}$ die rationale Erwartung bezüglich e_{t+i} beschreibt, die anhand der in der Periode $t-k$ vorhandenen Informationsmenge I_{t-k} gebildet wird. Dies impliziert, daß man neben dem aktuellen Wert des Wechselkurses drei unterschiedliche Erwartungsgrößen berücksichtigen muß.

III. Rationale Erwartungen, Zeitkonsistenz und bindende Selbstverpflichtung

Wir kehren nun zu Modell 1 zurück und führen rationale Erwartungen ein. In diesem Modell können die aggregierte Angebotsfunktion

$$(23) \quad y_t = \frac{1}{\alpha} (p_t - E_{t-1} p_t) + \frac{\delta}{\alpha} E_{t-1} (p_t - e_t - p_t^*) - \frac{1}{\alpha} \bar{w}_c$$

und die aggregierte Nachfragefunktion

$$(24) \quad y_t = g_t - \mu (i_t^* + E_{t-1} e_t - e_{t-1}) + \varepsilon (e_t + p_t^* - p_t)$$

abgeleitet werden. $E_{t-1} x_t$ (mit $x = e, p, p^*$) bezeichnet dabei die rationale Erwartung von x_t , die anhand der am Ende der Periode $t - 1$ vorhandenen Informationsmenge I_{t-1} gebildet wird. Spahn (1996) folgend unterstellen wir der Einfachheit halber, daß die exogenen Variablen g_t , i_t^* und p_t^* im Zeitverlauf konstant sind, i. e.

$$(25) \quad g_t = g, \quad i_t^* = i^* \quad \text{und} \quad p_t^* = p^*$$

gilt, wobei g , i^* und p^* die konstanten Werte der entsprechenden Variablen bezeichnen. Die von Spahn zum Zwecke der Normierung getroffenen Annahmen

$$(26) \quad g = \mu i^*, \quad \bar{w}_c = p^* = 0$$

werden hingegen im vorliegenden Kommentar nicht übernommen. Aus (23) und (24) kann unter Verwendung von (25) die folgende semireduzierte Form für das inländische Preisniveau abgeleitet werden:

$$(27) \quad p_t = \frac{1}{1 + \alpha\varepsilon} [(1 - \delta) E_{t-1} p_t + (\delta - \alpha\mu) E_{t-1} e_t + \alpha\mu e_{t-1} + \alpha\varepsilon e_t + \bar{w}_c + \alpha g - \alpha\mu i^* + (\alpha\varepsilon + \delta) p^*]$$

Wendet man auf beiden Seiten von (27) den Erwartungsoperator E_{t-1} an und löst man die daraus resultierende Gleichung nach $E_{t-1} p_t$, so erhält man die folgende Lösung für die rationale Erwartung bezüglich des Preisniveaus:

$$(28) \quad E_{t-1} p_t = E_{t-1} e_t - \frac{\alpha\mu}{\alpha\varepsilon + \delta} (E_{t-1} e_t - e_{t-1}) + p^* + \frac{1}{\alpha\varepsilon + \delta} (\bar{w}_c + \alpha g - \alpha\mu i^*)$$

(28) impliziert, daß die rationale Preisniveauserwartung $E_{t-1}p_t$ selbst dann nicht mit der von Spahn verwendeten Erwartung $p^e = e^e$ übereinstimmt, wenn man die Normierungsannahmen (26) in (28) einsetzt. Unter Verwendung von (23), (27) und (28) können die folgenden semireduzierten Formen für das inländische Preisniveau und die inländische Produktion abgeleitet werden:

$$(29) \quad p_t = E_{t-1}e_t - \frac{\alpha\mu}{\alpha\varepsilon + \delta} (E_{t-1}e_t - e_{t-1}) + \frac{\alpha\varepsilon}{1 + \alpha\varepsilon} (e_t - E_{t-1}e_t) + p^* + \frac{1}{\alpha\varepsilon + \delta} (\bar{w}_c + \alpha g - \alpha\mu i^*)$$

$$(30) \quad y_t = y^N + \frac{\varepsilon}{1 + \alpha\varepsilon} (e_t - E_{t-1}e_t) - \frac{\delta\mu}{\alpha\varepsilon + \delta} (E_{t-1}e_t - e_{t-1})$$

mit

$$(31) \quad y^N = \frac{1}{(\alpha\varepsilon + \delta)} (\delta g - \delta\mu i^* - \varepsilon\bar{w}_c)$$

y^N bezeichnet das Outputniveau, das sich einstellt, wenn der aktuelle Wechselkurs e_t sowohl mit seinem erwarteten Niveau $E_{t-1}e_t$ als auch dem Niveau der Vorperiode e_{t-1} übereinstimmt. Man beachte, daß dieser langfristige Normaloutput nicht nur von der Lohnpolitik, sondern auch von der Fiskalpolitik und der Entwicklung des ausländischen Nominalzinsniveaus abhängt.⁷

Unterstellt man so wie Spahn (siehe Gleichung (9)), daß die Zentralbank danach trachtet, die kurzfristige Zielfunktion⁸

$$(32) \quad W_t = b(y_t - \bar{y}) - (p_t - \bar{p})^2$$

durch geeignete Wahl des Wechselkurses e_t bei einem gegebenen Wert der Wechselkurserwartung $E_{t-1}e_t$ zu maximieren, so erhält man die folgende Reaktionsfunktion der Zentralbank:

$$(33) \quad e_t = - \frac{\alpha\varepsilon + \delta - \alpha\mu(1 + \alpha\varepsilon)}{\alpha\varepsilon(\alpha\varepsilon + \delta)} E_{t-1}e_t - \frac{\alpha\mu(1 + \alpha\varepsilon)}{\alpha\varepsilon(\alpha\varepsilon + \delta)} e_{t-1} + \frac{(1 + \alpha\varepsilon)}{\alpha\varepsilon} \hat{e}$$

⁷ Diese Eigenschaft kann in Spahn (1996) aufgrund der dort gewählten Normierung $y^N = 0$ nicht unmittelbar abgelesen werden.

⁸ Da in diesem Kommentar Zeitindizes verwendet werden, wurden die von Spahn verwendeten Symbole y_0 und p_0 durch \bar{y} und \bar{p} ersetzt, um Mißverständnisse zu vermeiden.

mit

$$(34) \quad \hat{e} \equiv \bar{p} - p^* + \frac{b}{2\alpha} - \frac{1}{\alpha\varepsilon + \delta} (\bar{w}_c + \alpha g - \alpha\mu i^*)$$

Es kann leicht überprüft werden, daß die Zentralbank nur dann einen Anreiz hat, die Wechselkurserwartungen der privaten Wirtschaftssubjekte zu bestätigen, d.h. $e_t = E_{t-1}e_t$ zu wählen, wenn die Erwartungen nach der folgenden Formel gebildet werden:

$$(35) \quad E_{t-1}e_t = \hat{e} - \frac{\alpha\mu}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \hat{e})$$

(35) beschreibt die rationale (= modellkonsistente) Wechselkurserwartung der privaten Wirtschaftssubjekte. Daraus folgt: Wenn die Zentralbank extrem kurzfristig („short-sighted“) ist (d.h. ihr Planungshorizont – wie durch (32) zum Ausdruck gebracht – nur eine einzige Periode beträgt) und die privaten Wirtschaftssubjekte sowohl die Zielfunktion der Zentralbank kennen als auch rationale Erwartungen bilden, dann ist die optimale diskretionäre Wechselkurspolitik der Zentralbank durch

$$(36) \quad e_t = e^{tc}(e_{t-1}) \equiv \hat{e} - \frac{\alpha\mu}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \hat{e})$$

gegeben. Die Wechselkurspolitik $e_t = e^{tc}(e_{t-1})$ ist zeitkonsistent (das hochgestellte „tc“ steht für „time consistent“) und daher glaubwürdig: Wenn die Zentralbank vor den am Ende der Periode $t - 1$ bzw. am Beginn der Periode t stattfindenden Lohnverhandlungen ankündigt, daß sie in der Periode t den Wechselkurs e_t gemäß (36) festlegen wird, und die privaten Wirtschaftssubjekte rationale Erwartungen bilden, dann wird die Zentralbank in der Periode t keinen Anreiz haben, sich nicht an ihre Ankündigung zu halten.

Die optimale diskretionäre Wechselkurspolitik impliziert die folgenden Lösungen für den Output y_t und das inländische Preisniveau p_t :⁹

⁹ Die Lösungen für den inländischen Nominalzinssatz und den realen Wechselkurs lauten:

$$i_t = i^* - \frac{\alpha\varepsilon + \delta}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \hat{e})$$

$$e_t + p_t^* - p_t = \bar{z} - \frac{\alpha\mu}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \hat{e}),$$

wobei $\bar{z} = -(\alpha\varepsilon + \delta)^{-1}(\bar{w}_c + \alpha g - \alpha\mu i^*)$ das stationäre Niveau des realen Wechselkurses beschreibt.

$$(37) \quad p_t = p^{tc} \equiv \bar{p} + \frac{b}{2\alpha}$$

$$(38) \quad y_t = y^{tc}(e_{t-1}) \equiv y^N + \frac{\delta\mu}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \hat{e})$$

(37) impliziert, daß das Preisniveau p_t über dem Zielniveau \bar{p} liegt. Die Abweichung ist um so größer, je größer das durch b beschriebene Gewicht des Outputziels in der Zielfunktion der Zentralbank und je geringer die durch α gegebene Elastizität des inländischen Preisniveaus in bezug auf das inländische Produktionsniveau sind. Aus (38) folgt, daß der laufende Wert des Outputs auch davon abhängt, welchen Wert der nominelle Wechselkurs in der Vorperiode angenommen hat. $e_{t-1} > \hat{e}$ impliziert z.B. $y_t > y^N$, sofern $\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta > 0$. Die in Fußnote 9 dargestellten Lösungen implizieren, daß in diesem Fall der inländische Nominalzinssatz niedriger als der ausländische ist, und der reale Wechselkurs unter dem langfristigen Niveau liegt.

Wie kann das in (34) definierte Wechselkursniveau \hat{e} interpretiert werden? Wäre die Zentralbank wirklich so kurzfristig wie in (32) unterstellt, und würde sie daher den nominellen Wechselkurs e_t in jeder Periode gemäß der aus dem one-shot game abgeleiteten Lösung $e_t = e^{tc}(e_{t-1})$ (siehe (36)) festlegen,¹⁰ so würde e_t unter der zusätzlichen Voraussetzung

$$(39) \quad \varepsilon > \frac{2\alpha\mu - \delta}{\alpha}$$

langfristig gegen die stationäre Lösung \hat{e} konvergieren. Die Bedingung (39) besagt, daß in- und ausländische Güter hinreichend nahe Substitute sein müssen.¹¹ In der Folge unterstellen wir, daß die Bedingung (39) erfüllt ist.

Vom empirischen Standpunkt aus ist die aus dem one-shot game abgeleitete Lösung allerdings völlig unbefriedigend. (36) impliziert nämlich, daß e_t nicht monoton, sondern oszillierend gegen das stationäre Niveau \hat{e} konvergieren würde. Dies hätte zur Folge, daß auch der inländische Nominalzinssatz oszillierend gegen das ausländische Niveau i^* konvergieren würde. Die Zinsdifferenz würde also in jeder Periode das Vorzeichen wechseln.

¹⁰ Eine solche Annahme wird z.B. implizit in *Jordan (1996)* getroffen.

¹¹ Diese Interpretation folgt aus der folgenden Überlegung: Für $\varepsilon \rightarrow \infty$ wird die IS-Kurve (2) zur PPP (i.e. $p_t = e_t + p_t^*$). $\varepsilon \rightarrow \infty$ entspricht daher dem Grenzfall der perfekten Substituierbarkeit von in- und ausländischen Finalgütern.

Wenden wir uns nun der „precommitment solution“ zu. Nehmen wir an, daß die Zentralbank in der Lage wäre, vor den am Ende der Periode $t - 1$ stattfindenden Lohnverhandlungen ein Wechselkursniveau für die Periode t (i.e. e_t) anzukündigen und gleichzeitig eine bindende Selbstverpflichtung bezüglich dieses Niveaus einzugehen. Es kann leicht überprüft werden, daß es für die durch (32) charakterisierte Zentralbank unter diesen Voraussetzungen optimal wäre, sich bezüglich der Wahl von e_t glaubhaft an die folgende Regel zu binden:

$$(40) \quad e_t = e^{pc}(e_{t-1}) \equiv \bar{e} - \frac{\alpha\mu}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \bar{e})$$

mit

$$(41) \quad \bar{e} = \hat{e} - \frac{b((\alpha\varepsilon + \delta) - \alpha\mu(1 - \delta))}{2\alpha(\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta)}$$

Die Annahme (39) impliziert, daß

$$(42) \quad \bar{e} < \hat{e}$$

gilt. Die daraus resultierenden Lösungen für das inländische Preisniveau und den inländischen Output lauten:

$$(43) \quad p_t = p^{pc} \equiv \bar{p} - \frac{b\delta\mu}{2(\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta)}$$

$$(44) \quad y_t = y^{pc}(e_{t-1}) \equiv y^N + \frac{\delta\mu}{\alpha\varepsilon - \alpha\mu + \delta} (e_{t-1} - \bar{e})$$

Aus (43) folgt, daß das inländische Preisniveau p_t nicht vom Wechselkursniveau der Vorperiode abhängt und stets unter dem Zielniveau \bar{p} liegt. Das Outputniveau y_t hängt hingegen gemäß (44) von e_{t-1} ab. Es gilt: $y_t > y^N$ genau dann, wenn $e_{t-1} > \bar{e}$.

Könnte sich die Zentralbank glaubhaft daran binden, den Wechselkurs nicht nur in der nächsten Periode, sondern in allen zukünftigen Perioden gemäß (40) festzulegen, so würde e_t langfristig gegen das stationäre Niveau \bar{e} (mit $\bar{e} < \hat{e}$) konvergieren. Allerdings hätten wir auch in diesem Fall keine monotone, sondern eine durch Oszillationen geprägte Konvergenz.

Es kann leicht gezeigt werden, daß die Precommitment-Lösung $e_t = e^{pc}(e_{t-1})$ nicht zeitkonsistent ist. Erwarten die privaten Wirt-

schaftssubjekte nämlich, daß die Zentralbank den Wechselkurs gemäß dieser Regel festlegen wird, so wäre es für die Zentralbank – sofern keine bindende Selbstverpflichtung existierte – optimal, e_t gemäß

$$(45) \quad e_t = e^f(e_{t-1}) \equiv e^{pc}(e_{t-1}) + \frac{1 + \alpha\varepsilon}{\alpha\varepsilon} (\hat{e} - \bar{e})$$

zu wählen. Das hochgestellte „f“ steht in diesem Zusammenhang für „fooling solution“.

Im nächsten Schritt sollen nun die Implikationen der zeitkonsistenten Lösung $e_t = e^{tc}(e_{t-1})$ mit denen der Precommitment-Lösung $e_t = e^{pc}(e_{t-1})$ verglichen werden. Aus den oben angeführten Ergebnissen folgt

$$p^{pc} < \bar{p} < p^{tc}, \quad y^{pc}(e_{t-1}) > y^{tc}(e_{t-1}), \quad e^{pc}(e_{t-1}) < e^{tc}(e_{t-1}).$$

Beschränkt man die Analyse – so wie Spahn in Abschnitt IV – auf ein einziges one-shot game (i. e. die Zentralbank kann e_t wählen, e_{t-1} ist für sie ein Datum, e_{t+1} wird nicht betrachtet), so können aus diesen Ungleichungen die folgenden Aussagen abgelesen werden: Die der Precommitment-Lösung entsprechenden Niveaus des nominellen Wechselkurses und des inländischen Preisniveaus liegen unter den bei der zeitkonsistenten Lösung zu beobachtenden Niveaus. Für das Niveau des Outputs gilt hingegen die umgekehrte Aussage.

Würde die Zentralbank eine der beiden aus dem one-shot game abgeleiteten Lösungen für die Festlegung des nominellen Wechselkurses nicht nur in der Periode t , sondern auch in allen zukünftigen Perioden anwenden, so würde der Output – unabhängig von der gewählten Lösung – gegen y^N konvergieren. Der Wechselkurs würde bei permanenter Anwendung der Precommitment-Lösung gegen \bar{e} konvergieren, bei ständiger Befolgung der zeitkonsistenten Lösung gegen das höhere Niveau \hat{e} . Das Preisniveau wäre unter beiden Lösungen im Zeitverlauf konstant, wobei sich der Precommitment-Fall durch ein geringeres Niveau auszeichnen würde.

Die obigen Ausführungen haben gezeigt, daß der Übergang vom einfachen Barro-Gordon-Ansatz zum etwas komplexeren Mundell-Fleming-Modell die spieltheoretische Analyse signifikant verkompliziert, sofern das Modell korrekt spezifiziert wird. Ähnlich einfache Ergebnisse wie im Barro-Gordon-Ansatz würde man dann erhalten, wenn man bei der Modellierung des Gütermarktes die IS-Kurve durch die PPP ersetzte. Es kann leicht überprüft werden, daß sich die zeitkonsistente Lösung unter

dieser vereinfachenden Annahme durch die folgenden Ergebnisse auszeichnet:

$$e_t = \bar{p} - p^* + \frac{b}{2\alpha}, \quad p_t = \bar{p} + \frac{b}{2\alpha}, \quad y_t = -\frac{1}{\alpha} \bar{w}_c$$

Für den Precommitment-Fall können die folgenden Resultate abgeleitet werden:

$$e_t = \bar{p} - p^*, \quad p_t = \bar{p}, \quad y_t = -\frac{1}{\alpha} \bar{w}_c$$

Man sieht unmittelbar, daß die beiden Lösungen für den Output identisch sind. Das Preisniveau stimmt bei der Precommitment-Lösung mit dem Zielniveau \bar{p} exakt überein, im Fall der zeitkonsistenten Politik liegt es über \bar{p} .

IV. Abschließende Bemerkungen

Im vorliegenden Kommentar wurde gezeigt, daß die in Spahn (1996) vorgenommene Übertragung des Barro-Gordon-Modells auf eine offene Volkswirtschaft einiger Präzisierungen bzw. Modifikationen bedarf, um konsistente Interpretationen des Modells zu ermöglichen. Nicht alle Interpretationen eignen sich allerdings für die Analyse des von Spahn formulierten one-shot game zwischen den privaten Wirtschaftssubjekten und der Zentralbank. Im Unterschied zu Spahn wurden im vorliegenden Kommentar – der Mainstream-Literatur folgend – rationale Erwartungen unterstellt und zusätzlich zur „precommitment solution“ und der „fooling solution“ auch die „time consistent solution“ berechnet. Ähnlich einfache Ergebnisse wie im Barro-Gordon-Modell erhält man nur dann, wenn man die von Spahn verwendete IS-Kurve durch die Annahme ersetzt, daß die PPP auch kurzfristig gilt. Die Analyse zeigt, daß die aus dem one-shot game abgeleiteten Ergebnisse vom empirischen Standpunkt aus unbefriedigend sind, da die Zinsdifferenz ceteris paribus in jeder Periode das Vorzeichen ändern würde. Um sinnvolle Ergebnisse ableiten zu können, ist es erforderlich, eine komplexere Spielstruktur zu verwenden und den der Zentralbank unterstellten Planungshorizont zu verlängern. In Spahn (1996) werden mögliche Konsequenzen der Modellierung eines wiederholten Spiels lediglich verbal angedeutet, jedoch nicht explizit abgeleitet. Es würde den Rahmen des vorliegenden Kommentars sprengen, eine solche Ableitung zu entwickeln. Ein Hinweis ist allerdings an dieser Stelle angebracht: Spahn geht in seiner verbalen

Skizze des wiederholten Spiels (zumindest implizit) davon aus, daß das Spiel eine stationäre Struktur hat: Dies bedeutet unter anderem, daß die „Auszahlung“ der Zentralbank bei der n -ten Wiederholung des Basis-spiels nur davon abhängen darf, welche Handlungen die privaten Wirtschaftssubjekte und die Zentralbank bei dieser n -ten Wiederholung wählen.¹² Dies ist aber nicht der Fall, da die Auszahlung der Zentralbank auch davon abhängt, welche Handlung sie bei der $(n - 1)$ -ten Wiederholung gewählt hat. Die obige Analyse hat nämlich gezeigt, daß die die Auszahlung bestimmenden makroökonomischen Variablen (i.e. das Preisniveau und der Output der laufenden Periode) auch vom Wechselkursniveau der Vorperiode beeinflusst werden. Folglich wäre die Analyse des wiederholten Spiels noch schwieriger, als man auf den ersten Blick vermuten könnte.

Literatur

- (1) *Blanchard, O. and S. Fischer*, 1989, Lectures on Macroeconomics, MIT Press. – (2) *Holler, M. J. und G. Illing*, 1996, Einführung in die Spieltheorie, 3., verbesserte und erweiterte Auflage, Springer Lehrbuch. – (3) *Jordan, T. J.*, 1996, Central Bank Independence and the Sacrifice Ratio, Department of Economics, Harvard University, mimeo. – (4) *Marston, R. C.*, 1982, Wages, Relative Prices and the Choice Between Fixed and Flexible Exchange Rates, Canadian Journal of Economics, XV, no. 1, Februar, 87 - 103. – (5) *Marston, R. C.*, 1984, Real Wages and the Terms of Trade – Alternative Indexation Rules for an Open Economy, Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 16, no. 3, August, 285 - 301. – (6) *Marston, R. C.*, 1985, Stabilization Policies in Open Economies, in: Jones, R. W. and P. B. Kenen (eds.), Handbook of International Economics – Volume II, North-Holland, chapter 17, 859 - 916. – (7) *Persson, T. and G. Tabellini* (eds.), 1994, Monetary and Fiscal Policy – Volume 1: Credibility, MIT Press. – (8) *Spahn, H.-P.*, 1996, Glaubwürdigkeit, Zeitinkonsistenz und Zinsdifferenzen in einem System fester Wechselkurse, Kredit und Kapital, Heft 4, 511 - 527.

Zusammenfassung

Glaubwürdigkeit, Zeitinkonsistenz und Zinsdifferenzen in einem System fester Wechselkurse – Ein Kommentar

In Spahn (1996) wurde der Versuch unternommen, den Barro-Gordon-Ansatz auf eine offene Volkswirtschaft zu übertragen. Im vorliegenden Kommentar zu dieser Arbeit wird zunächst gezeigt, daß die von Spahn verwendete Spezifikation des Mundell-Fleming-Modells präzisiert bzw. modifiziert werden muß, um konsistente Interpretationen des Modells zu ermöglichen. In einem zweiten Schritt wird

¹² Siehe dazu *Holler und Illing* (1996, S. 132).

der von Spahn gewählte Ansatz in Anlehnung an die Mainstream-Literatur folgendermaßen erweitert: Erstens werden rationale Erwartungen eingeführt. Zweitens wird bei der Analyse des „one-shot game“ zusätzlich zur „precommitment solution“ und der „fooling solution“ auch die „time consistent solution“ berechnet. Es wird gezeigt, daß die für eine kleine offene Volkswirtschaft abgeleiteten Ergebnisse bei korrekter Spezifikation des Modells eine komplexere Struktur aufweisen als die entsprechenden Ergebnisse für die geschlossene Wirtschaft. Darüber hinaus sind diese Ergebnisse vom empirischen Standpunkt aus unbefriedigend. Abschließend wird angedeutet, warum die Analyse eines wiederholten Spiels noch komplizierter wäre, als man dies aufgrund der verbalen Skizze von Spahn vermuten könnte.

Summary

Credibility, Time Inconsistency and Interest Rate Differences in a Fixed Exchange Rate System – Comment

In Spahn (1996) an attempt was made to apply the Barro-Gordon approach to a small open economy. In this comment it is shown that Spahn's specification of the Mundell-Fleming model has to be modified and made more precise in order to make consistent interpretations of the model possible. Next, in line with the mainstream literature, Spahn's model is extended as follows: Firstly, rational expectations are introduced. Secondly, analyzing the one-shot game not only the precommitment solution and the fooling solution, but also the time consistent solution are analyzed. It is shown that the results derived for the small open economy are more complex than those corresponding to the closed economy case provided that the small open economy model is specified correctly. Moreover, these results are unsatisfactory from an empirical point of view. Finally, it is roughly outlined why the analysis of the repeated game would be even more difficult than could be inferred from the verbal sketch by Spahn.

Résumé

Crédibilité, inconsistance temporelle et différences des taux d'intérêt dans un système de taux de change fixe – Commentaire

Dans Spahn (1996), on a essayé d'appliquer l'approche de Barro-Gordon à une économie ouverte. Dans ce commentaire, il est d'abord montré que la formulation du modèle de Mundell-Fleming qu'utilise Spahn doit être précisée ou modifiée pour pouvoir interpréter le modèle de manière consistante. Ensuite, le modèle de Spahn est élargi conformément à la littérature prédominante de la manière suivante: premièrement des attentes rationnelles sont introduites. Ensuite, il est calculé selon l'analyse du «one-shot game» la «time consistent solution», en plus de la «precommitment solution» et de la «fooling solution». L'auteur montre que, lorsqu'on formule correctement le modèle, les résultats déduits pour une petite

économie ouverte ont une structure plus complexe que les résultats correspondants pour une économie fermée. En outre, ces résultats sont insatisfaisants du point de vue empirique. Finalement, l'auteur expose en grandes lignes pourquoi l'analyse d'un jeu répété serait encore plus compliquée qu'on ne pourrait le supposer sur la base de l'esquisse verbale de Spahn.