

Die Inflationselastizität des Steueraufkommens in der deutschen Inflation von 1920/23

Von Hans Jürgen Jaksch

Bei rasch fortschreitenden Inflationen sinkt das Steueraufkommen mit dem steigenden Preisniveau. Entsteht die Inflation durch die Monetarisierung staatlicher Budgetdefizite, und ist der Realwert der Staatsausgaben fest vorgegeben, so ergibt sich dadurch eine Beschleunigung der Inflation. Eine neuere Veröffentlichung von Statistiken des Steueraufkommens des Reiches während der deutschen Inflation von 1920/23 ermöglicht es, diesen Zusammenhang mit Hilfe eines ökonometrischen Modells zu untersuchen.

1. Einleitung

In seinem klassischen Werk über die deutsche Inflation von 1920/23 nennt *Bresciani-Turroni*¹ drei Gründe für den Rückgang des realen Steueraufkommens im Verlauf dieser Inflation: Erstens habe die Inflation durch die Lähmung des Wirtschaftslebens und die Entwertung von Geldvermögen die Steuerbasis vermindert, zweitens verliere die Steuerschuld durch die zeitliche Verzögerung zwischen ihrer Entstehung und Begleichung durch die Inflation real an Wert, und drittens sei die Bemessungsgrundlage vieler Steuern und Gebühren in Gütereinheiten festgelegt gewesen, für die man einen nominal festliegenden Geldbetrag hätte zahlen müssen, der sich im Laufe der Inflation ständig entwertete. Während also heute in den entwickelten Marktwirtschaften die Inflation über die Progression des Steuersystems zu steigenden Steuereinnahmen führt, hatte man es seinerzeit im Deutschen Reich mit einem Steuersystem zu tun, das mit fortschreitender Inflation einen immer geringeren Ertrag erbrachte.

Für bestimmte Länder, die auch heute noch eine beträchtliche Inflation aufweisen, hat dieser Zusammenhang zwischen Inflation und Steuersystem bis in die Gegenwart eine große Bedeutung². Erst in den letzten Jahren hat sich dort die Indexierung der Steuerschulden zusammen mit strengen Strafen für die Steuerhinterziehung durchgesetzt, so daß mindestens dieser Grund für die negative Elastizität des Steueraufkommens in bezug auf die Inflation heute entfällt.

¹ *Bresciani-Turroni* (1937), 66/67.

² *Tanzi* (1977).

Kehren wir aber zur deutschen Inflation von 1920/23 zurück. Bis vor kurzem war es unmöglich, die Beobachtung von Bresciani-Turroni auch quantitativ zu überprüfen, da Daten über die Steuereinnahmen des Reiches während dieser Zeit fehlten. Kürzlich hat aber Witt solche Daten vorgelegt³, und diese Veröffentlichung ermöglicht es, mit Hilfe der angegebenen Zahlen einige Funktionen ökonometrisch zu schätzen, in denen das Steueraufkommen als unabhängig von der vergangenen Inflation angesehen wird. Je nach dem Standpunkt, den man einnimmt, handelt es sich dabei entweder um makroökonomische Verhaltensgleichungen, die Reaktionen der Steuerpflichtigen auf die Inflation wiedergeben, oder um eine reine Beschreibung des Datenmaterials. Die ökonometrisch geschätzten Elastizitäten dürften aber in beiden Fällen schon an sich von Interesse sein. Darüber hinaus erlauben es jedoch solche Schätzungen, die inflationsverstärkende oder -vermindernde Wirkung derartiger Steuern zu untersuchen, wenn man die ermittelten Funktionen in ein Modell einbezieht, das die Inflation simuliert. Die Ergebnisse dieser Rechnungen stellen wir in dieser Arbeit dar. Bei ihrer Beurteilung muß man allerdings einige Unzulänglichkeiten sowohl des Datenmaterials als auch des verwendeten Simulationsmodells berücksichtigen, was aber wegen des Interesses, das die gestellte Frage heute in der Inflationsforschung findet⁴, von untergeordneter Bedeutung sein dürfte.

Das Simulationsmodell für diese Inflation haben wir an anderer Stelle eingehend beschrieben⁵. Da seine Kenntnis nicht vorausgesetzt wird, wiederholen wir hier seine wichtigsten Eigenschaften.

Dieses Modell besteht aus zwei Verhaltensgleichungen und einer Definitionsgleichung. Die beiden Verhaltensgleichungen sind eine Geldnachfrage- und eine Geldangebotsfunktion. Die letztere ist nach der nominalen Geldmenge G ($= M1$) aufgelöst, die erstere dagegen nach dem Preisniveau P , praktisch dem Index der Großhandelspreise (1913 = 1). Diese Formulierung der abhängigen Variablen in den beiden Verhaltensgleichungen ist in der herkömmlichen Makroökonomik nicht üblich, aber durchaus mit ihr verträglich⁶. Sie scheint uns der üblichen Betrachtung der realen Geldmenge, also des Quotienten aus Geldmenge und Preisniveau, in der Geldnachfragefunktion überlegen zu sein, da die Geldmenge vornehmlich von der Reichsbank, das Preisniveau dagegen von den übrigen Wirtschaftssubjekten festgelegt wurde. Auf diese Weise bestimmten sie für eine gegebene nominale Geldmenge das Preisniveau und damit den Realwert dieser Geldmenge, die sie zu halten wünschten.

³ Witt (1983).

⁴ Etwa Dornbusch / Fischer (1986), 4.

⁵ Jaksch (1986 a).

⁶ Jaksch (1988).

Unter der mindestens für die Geldnachfragefunktion üblichen Annahme, die Funktionen seien linear in den Logarithmen der Variablen, erhielten wir die Geldangebotsgleichung

$$(1) \quad \log G = a_0 + a_1 \log S$$

und die Geldnachfragegleichung

$$(2) \quad \log P = b_0 + b_1 \log G + b_2 \log Z.$$

S ist der Bestand der Reichsbank an Schatzwechseln des Reiches und Z ein Maß für den Ertrag, den eine andere Vermögensanlage als das Halten von Geld bringt. Da der Zinssatz, etwa der Reichsbankdiskont- oder Reichsbankklombersatz, in der zweiten Hälfte der Untersuchungsperiode weit hinter der Inflationsrate zurückblieb, haben wir für Z den um Eins vermehrten und auf den Monat bezogenen Swapsatz zwischen Mark und Pfund Sterling gesetzt.

Unser Modell wird durch eine Definitionsgleichung geschlossen, die den Bestand an Schatzwechseln des Reiches im Portefeuille der Reichsbank als abhängige Variable enthält. Die Veränderung dieses Bestandes in Nominalwerten ist gleich dem realen Defizit D im Reichshaushalt, multipliziert mit dem Preisniveau, minus dem Nominalwert der beim Publikum untergebrachten Schuldverschreibungen des Reiches, F :

$$(3) \quad S_{+1} = S + PD - F.$$

Einige formale Eigenschaften des Modells (1) bis (3) haben wir für den Fall $F = 0$ an anderer Stelle beschrieben⁷. Endogene Variable dieses Modells sind G , P und S_{+1} , exogene Z , D und F . S ist eine verzögerte endogene Variable.

Bei der Schätzung von (1) und (2) aus Monatsdaten von 1920/23 ergibt sich, daß man noch zeitlich verzögerte unabhängige Variable sowohl in (1) als auch in (2) berücksichtigen muß. Das Auftreten solcher Variabler in (1) und (2) wie auch das deutliche Abweichen des für b_1 geschätzten Wertes von 1 kann mit Hilfe der bekannten Hypothesen über die Erwartungsbildung erklärt werden. Wir halten es jedoch für unbegründet, solche Hypothesen a priori in das Modell aufzunehmen.

Für die Simulation hypothetischer Inflationsabläufe müssen wir gewisse Annahmen über den Verlauf der exogenen Variablen machen. Da wir die Wirkungen der Inflation auf das Steueraufkommen des Reiches untersuchen wollen, aber natürlich auch die Rückwirkungen des Steueraufkommens auf

⁷ Jaksch (1986b).

die Inflation, müssen wir den Realwert des Defizits als Differenz zwischen dem Realwert der Ausgaben und dem Realwert der Einnahmen des Reiches auffassen. Diese Einnahmen wiederum setzen sich aus den Steuererträgen sowie aus den übrigen Einnahmen des Reiches, wie etwa den aus der Wirtschaftstätigkeit von Unternehmungen, die dem Reich gehörten, zusammen.

Auch die exogenen Variablen Z und F gehen mit ihren historischen Werten in die Simulationen ein, F allerdings nur mit seinem Realwert, nämlich F/P . Natürlich ist von der Sache her fraglich, ob nicht etwa eine Vergrößerung der Steuereinnahmen des Reiches über eine Verminderung des mit Schatzwechsels zu finanzierenden Defizits im Reichshaushalt nicht nur die Inflation gemindert, sondern auch über eine Veränderung von Z und F (oder F/P) wieder auf die Inflation zurückgewirkt hätte. Aber um diese Wirkungen im Modell wiedergeben zu können, müßte man ökonometrisch geschätzte Verhaltensgleichungen haben, die diese Rückwirkungen zutreffend und genau beschreiben. Solche Schätzungen sind uns aber nicht bekannt.

Gegenüber der einfachen Fassung (1) und (2) haben wir es für die Simulationen mit komplizierter aufgebauten Verhaltensgleichungen zu tun. An die Stelle der Geldangebotsgleichung (1) tritt

$$(4) \quad \log G = \underset{(5,1)}{1,1525} + \underset{(28,5)}{0,5474} \sum 0,8^i (\log S_{-i} - 0,5 \log S_{-i-1}),$$

$$R^2 \text{ quer} = 0,97, \quad DW = 1,53, \quad SE = 0,06,$$

und an die Stelle der Geldnachfragegleichung (2)

$$(5) \quad \log P = \underset{(-3,4)}{-2,9469} + \underset{(9,4)}{0,5073} \sum 0,9^i (\log G_{-i} - 0,5 \log G_{-i-1}), \\ + \underset{(5,2)}{4,8542} \sum 0,9^i (\log Z_{-i} - 0,5 \log Z_{-i-1}),$$

$$R^2 \text{ quer} = 0,83, \quad DW = 1,32, \quad SE = 0,18.$$

Summiert wird für $i = 0$ bis $i = 5$. R^2 quer ist das um die Freiheitsgrade korrigierte Bestimmtheitsmaß, DW der Durbin-Watson-Koeffizient und SE der Standardfehler der Regression. Unter den Parameterschätzungen haben wir die entsprechenden t -Werte angegeben.

Auch die Spezifizierung von (4) und (5) haben wir an anderem Ort genau begründet⁸. Eine Verallgemeinerung dieser Spezifikation könnte erstens darin bestehen, daß man verschiedene Koeffizienten in (5) bei $\log G_{-1}$ und

⁸ Jaksch (1986 a).

bei $\log Z_{-1}$ zuläßt. Zweitens sollte die Heteroskedastie der latenten Variablen berücksichtigt und die Varianzen dieser Variablen mitgeschätzt werden.

Auch sind stochastische Simulationen den deterministischen, die wir in dieser Arbeit verwendet haben, vorzuziehen. Aber all diese Verallgemeinerungen des Modells erfordern zusätzlichen Arbeitsaufwand. So muß überhaupt erst ein Schätzverfahren ausgearbeitet werden, das neben der Autokorrelation erster Ordnung der latenten Variablen auch ihre Heteroskedastie berücksichtigt. Demgegenüber sind jedoch die Ergebnisse, die wir in dieser Arbeit beschreiben, gerade heute wieder von grundsätzlichem wirtschaftspolitischem Interesse, da der Rückgang des Steueraufkommens bei hohen Inflationsraten zur Zeit beispielsweise in Argentinien beobachtet wird. Wir halten es daher für sinnvoll, selbst die mit einem vereinfachten Modell erzielten Ergebnisse hier darzustellen.

2. Das Steueraufkommen als Ganzes

Wir wenden uns nun den Ergebnissen der ökonometrischen Schätzung einer Gleichung zu, in der das Aufkommen der bei Witt genannten Steuern des Reiches als Funktion der Veränderung des Preisniveaus aufgefaßt wird. Da die Wirtschaftstheorie nur unvollkommene Anhaltspunkte für die Spezifizierung einer solchen Gleichung bietet, stellen wir nun die Überlegungen dar, die uns zu der unten angegebenen Gleichung (6) geführt haben.

Was zunächst den Schätzzeitraum betrifft, so sollte er ungefähr mit dem Zeitraum übereinstimmen, für den die Gleichungen (4) und (5) geschätzt wurden. Wir wählten also den November 1920 als ersten Monat dieses Zeitraums, mußten ihn aber schon im März 1923 enden lassen, da Daten bis zum Juni 1923, wie wir sie zur Schätzung von (4) und (5) verwendet hatten, für das Steueraufkommen nicht vorhanden waren.

Weiterhin sollte die Elastizität des Steueraufkommens in bezug auf die Inflation leicht aus der geschätzten Gleichung ablesbar sein. Deswegen schätzten wir eine Funktion mit konstanten Elastizitäten (gleich logarithmischen Ableitungen), also eine logarithmisch lineare Funktion.

Die Inflationsraten von November 1920 bis zum Juli 1921 waren nicht nur dem Betrag nach sehr klein, sondern auch manchmal negativ. Wir konnten also nicht die Inflationsrate als unabhängige Variable verwenden, denn der Logarithmus einer nichtpositiven Variablen ist nicht als reelle Zahl definiert. Aus diesem Grund haben wir nicht die Inflationsraten (also $[P_{+1} - P]/P$), sondern die Inflationsfaktoren (also P_{+1}/P , die um Eins vermehrten Inflationsraten) als unabhängige Variable der zu schätzenden Gleichung angesehen. Bei kleinen Inflationsraten gibt die errechnete Elasti-

zität also ungefähr an, um wieviel Prozent sich der Realwert des Steueraufkommens des Reiches ändert, wenn sich die Inflationsrate um einen Prozentpunkt erhöht.

Außerdem mußten wir die zeitliche Verzögerung zwischen der Veränderung der Inflationsrate und den Steuerzahlungen zutreffend erfassen. Anhaltspunkt hierfür bildeten die Vorschriften, wie die wichtigsten Steuern entrichtet werden mußten und welche Strafen auf der verspäteten Steuerzahlung stand. Da nicht alle Steuerpflichtigen gleich reagiert haben dürften, nahmen wir an, daß die Inflationsfaktoren der Vormonate mit einer geometrisch verteilten zeitlichen Verzögerung auf die Steuerzahlungen wirkten, und zwar beginnend mit dem Inflationsfaktor, der aus dem Quotienten des Preisniveaus des Vormonats und des Monats vor diesem Vormonat bestand. Dies entspricht einer Karenzzeit von einem Monat oder, bei zutreffender Erwartungsbildung über den Inflationsverlauf, vielleicht auch von sechzig Tagen. Diese zeitliche Struktur der Reaktion erschien uns einleuchtend, zumal sowohl die Verkürzung als auch die Verlängerung der Karenzzeit um einen Monat deutlich schlechtere Schätzungen erbrachte.

Zur Bestimmung der Reaktionsgeschwindigkeit der Steuerpflichtigen haben wir die in der geometrischen Verteilung auftretende unendliche Summe durch ihre ersten fünf Summanden approximiert. Den dabei auftretenden Parameter haben wir der Reihe nach gleich 0,1, 0,2, ..., 0,9 gesetzt, jeweils die unabhängige Variable berechnet und die entstehende lineare Regressionsgleichung nach der Methode der gewöhnlichen und der verallgemeinerten kleinsten Quadrate geschätzt. Von einer Koyck-Transformation der Gleichung haben wir abgesehen, um nicht stark autokorrelierte latente Variable zu erhalten. Aus allen Schätzungen haben wir schließlich diejenige herausgesucht, die jeweils die Likelihood-Funktion maximiert. Hierbei ergab sich der gleiche Koeffizient für die geometrische Verteilung, nämlich 0,6; die verallgemeinerte Methode der kleinsten Quadrate führte jedoch nicht zu wesentlich besseren Ergebnissen als die gewöhnliche. Wir erhielten so die Schätzung

$$(6) \quad \log T = \begin{matrix} 6,2268 & - & 0,7088 & \Sigma & 0,6^i & (\log P_{-i-1} - \log P_{-i-2}), \\ (147,06) & & (10,573) \end{matrix}$$

$$R^2 \text{ quer} = 0,80, \quad DW = 1,73, \quad SE = 0,17, \quad (\Sigma \log T_i)/29 = 5,29.$$

Die Summe in (6) erstreckt sich von $i = 0$ bis $i = 4$. R^2 quer ist das zur Berücksichtigung der Freiheitsgrade korrigierte Bestimmtheitsmaß, DW der Durbin-Watson-Koeffizient, SE der Standardfehler der Regression. Er beträgt etwa ein Dreißigstel des Mittelwertes der abhängigen Variablen, nämlich 5,29. In den Klammern unter den geschätzten Parametern sind die Beträge der betreffenden t -Statistiken aufgeführt.

T ist das monatliche Steueraufkommen des Reiches in Mark von 1913. Die Quelle zu seiner Berechnung ist die zitierte Arbeit von Witt, Tabelle 2 auf S. 464/5. Dort ist allerdings die Angabe „marks“ irreführend, denn bei den absoluten Zahlen in der ersten Spalte dieser Tabelle handelt es sich um Angaben in Rentenmark, umgerechnet zum Index der Lebenshaltungskosten⁹. Wir haben sie also durch 1,252, dem letzten in diesem Jahrbuch aufgeführten Index der Lebenshaltung (Basis 1913 = 1) dividiert, um so Zahlen in Mark von 1913 zu erhalten.

Gemessen an den üblichen statistischen Kriterien ist die Schätzung (6) befriedigend. Wie erwartet, ist die Elastizität des Steueraufkommens in bezug auf den Inflationsfaktor negativ. Bei kleinen Inflationsraten nimmt das Steueraufkommen um 0,7 Prozent ab, wenn die Inflationsrate um einen Prozentpunkt steigt.

Diese Aussage gilt allerdings nur für die kurzfristige Wirkung einer solchen Erhöhung der Inflationsrate. Erhöht sich aber ein über einige Monate konstanter Inflationsfaktor um ein Prozent, so ist die Wirkung auf das Steueraufkommen dem Betrage nach größer. Man erhält aus (6)

$$0,7088 (\Sigma_i = 4 \text{ } 0,6^i) = 0,7088 \cdot 2,3056 = 1,6342$$

Langfristig führt also, wieder bei kleinen und ungefähr gleichen monatlichen Inflationsraten, eine Steigerung dieser Raten um einen Prozentpunkt zu einer Verminderung des realen Steueraufkommens um 1,6 Prozentpunkte.

Wir wollen nun die Aussage untersuchen, ein Steuersystem, das eine negative Aufkommenselastizität in bezug auf die Inflation hat, wirke auch selbst destabilisierend, erhöhe also die Inflationsrate bei einer an sich schon inflationären Ausgabenpolitik und vermindere sie, wenn sich diese Politik verlangsamt. Hierzu ergänzen wir zunächst das Modell (3) bis (6) um eine Definitionsgleichung, in der das Defizit als Differenz zwischen den Staatsausgaben A und den Einnahmen aus Steuern T sowie aus übrigen Quellen R definiert wird:

$$(7) \quad D = A - T - R.$$

In dieser Gleichung werden alle Größen in konstanten Preisen, also in Mark von 1913, gemessen.

Um die quantitativen Wirkungen der negativen Elastizität des Steueraufkommens in bezug auf die Inflation zu bestimmen, haben wir die folgenden fiktiven Ereignisse simuliert:

⁹ Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich 1924/25, 348.

a) Der Realwert der Ausgaben des Reiches sei um die Hälfte des Realwertes des historisch beobachteten Defizits geringer gewesen, als es in Wirklichkeit der Fall war. In (7) wurde also A durch $A - D/2$ ersetzt, so daß sich auch auf der linken Seite von (7) und in (3) statt D das Defizit $D/2$ ergibt. Unter im übrigen gleichen Annahmen hat diese Ausgabenverminderung einen Rückgang der Inflation zur Folge, denn im Modell (3) bis (5) hätte man zur Simulation nur D durch $D/2$ zu ersetzen. Um aber auch noch die Wirkungen der negativen Elastizität des Steueraufkommens in Bezug auf die Inflation erfassen zu können, müssen wir das Modell (3) bis (7) studieren. Wegen der negativen Elastizität des Steueraufkommens in Bezug auf die Inflationsfaktoren der Vormonate erwartet man eine weitere Senkung der Inflationsrate.

b) Während der deutschen Inflation von 1920/23 hatten die Steuerzahler ein Interesse, die Steuerschuld möglichst spät zu bezahlen, da sie nur nominal, nicht aber real festgelegt wurde. Man vermutet daher, daß eine Verkleinerung der zeitlichen Verzögerung zwischen der Entstehung der Steuerschuld und ihrer Bezahlung inflationsmindernd wirken mußte. Allerdings gilt dieses Argument nur bei konstanter nominaler (und in der Zeit dem Nennwert nach steigender) Steuerschuld. Bei dieser Überlegung wird aber nicht berücksichtigt, daß das gesamtwirtschaftliche Steueraufkommen das staatliche Defizit und damit wieder die Inflationsrate beeinflusst. Um diesen Zirkel zu durchbrechen, haben wir die Fiktion simuliert, die reale Steuerschuld sei einen Monat früher beglichen worden, als dies in Wirklichkeit geschehen ist. Die Wirkungen dieser Maßnahme sind nur dann abzuschätzen, wenn man über den zeitlichen Verlauf der realen Steuererträge unterrichtet ist. Gleichgültig aber, wie dieser Verlauf sich darstellt, die Einbeziehung der Gleichungen (6) und (7) in das Modell sollte die beobachtete Entwicklung der Inflation verstärken – eine ursprüngliche Dämpfung des Preisniveaustiegs mußte weiter gedämpft, eine beschleunigte Entwicklung dieses Niveaus aber weiter beschleunigt werden.

Die Ergebnisse unserer Simulationen, soweit sie das Preisniveau betreffen, sind in der folgenden Tabelle 1 zusammengestellt.

In der Spalte 1 dieser Tabelle steht die historische Entwicklung des Preisniveaus, gemessen am Index der Großhandelspreise, zwischen dem Mai 1920 und dem März 1923. Man erkennt deutlich die drei Etappen der Inflation, die durch die Hochsommer von 1921 und 1922 abgegrenzt werden. In der ersten bestand Preisniveaustabilität, die dritte begann mit dem Eintreten in die Hyperinflation im Juli 1922.

Die Spalte 2 enthält die Ergebnisse der dynamischen Simulation mit Hilfe des Modells (3) bis (5) und exogenem nominalem F . Diese Ergebnisse haben wir ausführlich an anderer Stelle erläutert¹⁰. Ihr wesentlicher Mangel ist die

¹⁰ Jaksch (1986a).

Tabelle 1

**Wirkliche und simulierte Entwicklung des Index
der Großhandelspreise von Mai 1920 bis März 1923 (1913 = 1)**
Der Punkt trennt Dezimalstellen ab

Monat	1	2	3	4	5	6	7	8
5.20	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08
6.20	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82
7.20	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67
8.20	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50
9.20	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98
10.20	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66
11.20	15.09	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73
12.20	14.40	20.85	20.71	20.52	20.21	20.00	20.32	20.69
1.21	14.39	21.57	21.39	21.41	20.20	20.22	20.82	21.66
2.21	13.76	22.68	21.90	22.33	19.76	20.20	21.05	22.66
3.21	13.38	23.99	22.54	23.56	19.03	20.03	21.41	23.97
4.21	13.26	26.64	24.94	26.77	19.73	21.37	23.63	27.32
5.21	13.08	29.28	25.99	28.71	18.71	20.90	24.37	29.42
6.21	13.06	32.44	27.97	32.21	18.67	21.76	26.51	32.92
7.21	14.28	38.24	32.93	38.86	20.27	24.15	31.28	39.79
8.21	19.17	44.75	38.23	45.90	21.72	26.16	36.67	47.16
9.21	20.67	53.28	44.55	54.02	23.27	27.93	43.22	55.71
10.21	24.60	62.54	51.65	62.98	24.79	29.49	50.02	65.16
11.21	34.16	74.65	62.01	75.92	27.83	32.60	60.48	78.73
12.21	34.87	88.73	74.28	90.82	31.00	35.51	72.33	94.59
1.22	36.65	104.04	85.15	104.56	32.65	36.72	82.83	109.24
2.22	41.03	121.13	96.18	118.98	34.14	37.73	93.48	124.40
3.22	54.33	148.70	114.78	143.18	36.71	39.88	110.26	149.76
4.22	63.55	167.01	127.08	161.43	38.40	41.33	123.00	169.09
5.22	64.58	189.42	142.42	183.35	40.25	42.67	136.75	192.02
6.22	70.30	212.87	157.34	206.65	41.71	43.77	151.22	216.24
7.22	100.59	237.15	176.56	235.94	44.65	46.22	170.19	246.62
8.22	192.0	275.08	210.13	284.43	50.56	51.44	202.28	297.34
9.22	287.0	335.19	264.64	362.98	62.46	62.45	261.02	380.15
10.22	566.0	503.76	400.57	542.89	87.33	83.58	397.73	570.66
11.22	1154	870.68	701.01	927.00	141.15	127.37	702.60	986.94
12.22	1475	1000.21	815.74	1046.60	149.46	125.33	830.36	1139.99
1.23	2785	1439.47	1184.82	1479.65	188.93	146.48	1212.25	1622.11
2.23	5585	3648.73	3053.66	3667.83	421.76	294.25	3236.29	4082.76
3.23	4888	3204.08	2705.28	2940.26	305.66	165.89	2832.94	3476.35

Überschätzung der inflationären Entwicklung in den ersten beiden Etappen der Inflation und ihre Unterschätzung in der dritten Etappe. Etwas technischer ausgedrückt: Der Regressionsanteil am mittleren quadratischen Prognosefehler¹¹ ist recht groß, genauere Schätzungen sollten ihn verkleinern.

¹¹ Theil (1971).

Man wird also erwarten, daß dieser Fehler auf alle übrigen Simulationen durchschlägt, und das ist auch der Fall. Dennoch lassen sich diese Ergebnisse bei Berücksichtigung dieses schon im Modell (3) bis (5) enthaltenen Fehlers gut deuten.

In der Spalte 3 sind ebenfalls Simulationsergebnisse dargestellt, die mit Hilfe des Modells (3) bis (5) erzielt wurden, nun aber unter der Annahme, daß F/P und nicht, wie bei den in Spalte 2 aufgeführten Zahlen, F selbst exogen ist. Dies wurde nötig, da sonst bei einer das Preisniveau stabilisierenden Entwicklung F sehr schnell so groß wurde, daß das Reich vor Beendigung der Untersuchungsperiode seinen gesamten Schuldenbestand abbauen konnte. Damit ist nicht nur die wesentliche Inflationsquelle entfallen, sondern es kommt sogar zu einer ungeahnten Kontraktion der Geldmenge und einer Preisniveausenkung, die völlig wirklichkeitsfremd ist. Daher sind die in Spalte 3 dargestellten Ergebnisse ein zweckmäßiger Vergleichsmaßstab für die übrigen in dieser Tabelle dargestellten Simulationsergebnisse, denn sie unterscheiden sich nur um die endogene Berücksichtigung des Steueraufkommens oder einen fiktiven anderen Verlauf bestimmter endogener Variabler.

Die Spalte 4 enthält die Simulationsergebnisse, die man mit einem Modell (3) bis (7) erzielt, bei dem also der Realwert des Steueraufkommens des Reiches eine endogene Variable ist. Gegenüber der wirklichen Entwicklung weisen alle bisher betrachteten Reihen eine mehr oder weniger gleiche Verzerrung auf. Während die in der Spalte 3 dargestellte Reihe sich den Beobachtungen wieder ein wenig annähert (was allerdings auf sich ausgleichenden Voraussagefehlern beruhen dürfte), liegen die in der Spalte 4 dargestellten Werte des Preisindex über denen, die in der Spalte 3 dargestellt sind. Also dürften durch die Einführung von (6) und (7) in das Modell die wie auch immer gearteten Voraussageergebnisse des Restmodells (3) bis (5) eine leichte positive Verzerrung erfahren.

Um den Verlauf der wirklichen und der simulierten Preisindizes wiederzugeben, haben wir die Spalten 1, 3 und 4 der Tabelle 1 in der folgenden Abbildung 1 dargestellt. Man erkennt aus ihr deutlich, daß die vorausgesagte Preisentwicklung zuerst über, dann aber unter der wirklichen Entwicklung liegt. Allerdings ist die Überschätzung der Inflation relativ zum jeweils wirklichen Preisindex zwar bemerkenswert, aber im Vergleich zur wirklichen und simulierten Hyperinflation äußerst gering.

In der Spalte 5 haben wir die Entwicklung des Preisniveaus unter der Annahme dargestellt, die Ausgaben des Reiches seien um die Hälfte des Realwertes des in Wirklichkeit beobachteten Defizits geringer gewesen als die wirklichen Ausgaben, während wir für die Steuereinnahmen ihre historisch beobachteten Werte beibehalten haben. Man erkennt die im Vergleich zur Spalte 3 deutlich verminderten Werte des Großhandelspreisindex, also

eine Abschwächung der Inflation. Zwar vermeidet diese Ausgabenminde-
 rung die Hyperinflation (also eine Preisniveaunahme um mindestens 50
 Prozent im Monat) nicht, denn vom Oktober 1922 zum November 1922 steigt
 der Index von 191,54 auf 321,80), aber insgesamt ist der Preisniveaustieg
 deutlich langsamer als in der Spalte 3.

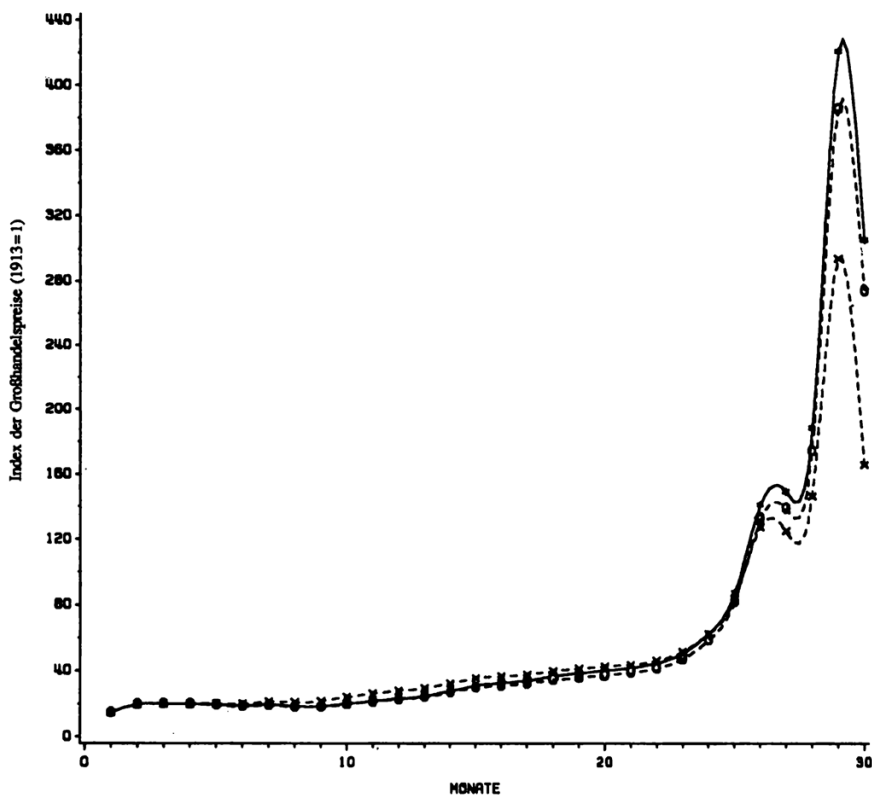


Abb. 1: Wirkliche (--- Spalte 1) und simulierte (-x- Spalte 3, -o- Spalte 4 der Tabelle 1)
 Indizes der Großhandelspreise, 1913 = 1

In Spalte 6 steht die Entwicklung des Preisniveaus wieder unter der
 Annahme verminderter Staatsausgaben wie in der Spalte 5, aber auch unter
 der Annahme, die Steuererträge des Reiches könnten mit Hilfe der Gleich-
 ung (6) bestimmt werden. Wir haben erwartet, daß man nun eine deutlich
 sinkende Inflationsrate erkennen kann. Diese Erwartung wird aber ent-
 täuscht, denn nur die Werte des Preisniveaus im Dezember 1920 sowie von
 September 1922 bis März 1923 sind geringer als die entsprechenden Werte
 der Spalte 5. Eine tendenzielle Überschätzung des Preisniveaus hat schon
 ein Vergleich der Spalte 4 mit der Spalte 3 ergeben, und wir haben daraus

geschlossen, daß die Verhaltensgleichung (6) das Steueraufkommen generell unterschätzt. Allerdings bezieht sich die Überschätzung des Preisniveaus auf die Periode der Preisniveaustabilität sowie die erste Hälfte der Inflation 1921/1922, und sie ist zudem relativ gering.

In der Spalte 7 der Tabelle 1 haben wir noch die Wirkungen einer um einen Monat vorgezogenen Steuerzahlung angeführt, wobei diese in Mark von 1913 gemessen wurden. Wie ein Vergleich mit der Spalte 3 zeigt, verlangsamt dies die Inflation bis zum Oktober 1922, beschleunigt sie aber dann wieder. Dieser Effekt dürfte mit der zeitlichen Entwicklung des Realwertes des Steueraufkommens zusammenhängen, das in der Untersuchungsperiode zunächst tendenziell zu- und dann abnahm.

Dagegen können wir die in Spalte 8 wiedergegebene Entwicklung nicht so leicht deuten, wie wir es erhofft hatten. Denn mindestens in der ersten Inflationsphase, also etwa bis zum Herbst 1922, hätte man wegen der negativen Elastizität in (6) mit einer weiteren Verlangsamung der Inflation rechnen müssen; stattdessen erkennt man aber eine Beschleunigung des Preisniveaustiegs. Wir führen sie, ähnlich wie die in Spalte 6 wiedergegebene Überschätzung, auf einen Voraussagefehler der Gleichung (6) zurück, wie wir ihn schon beim Vergleich von Spalte 4 mit Spalte 3 erkannt haben. Dafür ist aber der beschleunigte Preisniveaustieg ab Herbst 1922 plausibel, weil von diesem Zeitraum ab auch das reale Steueraufkommen des Reiches fühlbar abnahm.

3. Einzelne Steuern

Aus den Zahlenangaben von Witt kann man auch auf die Inflationselastizität einzelner Steuern schließen. Zur Schätzung von Funktionen, welche die Inflationsabhängigkeit des Aufkommens dieser Steuerarten wiedergeben, haben wir drei Steuern herausgegriffen, von denen eine Steuer in zwei verschiedene Klassen zerfällt, so daß wir insgesamt die Inflationselastizität von vier Arten des Steueraufkommens gemessen haben.

Es handelt sich hierbei um die Einkommenssteuer (Gesetz vom 29. März 1920), das Reichsnotopfer (eine Vermögensteuer, Gesetz vom 31. Dezember 1919) und die Umsatzsteuer (Gesetz vom 24. Dezember 1919). Dabei zerfällt die Einkommensteuer in die Lohnsteuer, die im Quellenabzug von den Steuerpflichtigen erhoben und von den Arbeitgebern an die Finanzämter abgeführt wurde, und die Steuer auf veranlagte Einkommen. Da sich beide Steuerarten sowohl in ihrer Erhebung als auch in der Einkommenshöhe sowie im sozialen Status des typischen Steuerpflichtigen unterscheiden, erschien uns die getrennte Behandlung beider Arten der Einkommensteuer sinnvoll.

Alle diese Steuern wurden kurz vor dem Untersuchungszeitraum als Reichssteuern entweder neu eingeführt oder doch wesentlich umgestaltet. Die Gesetze und Verordnungen, mit denen sie eingeführt wurden, sind als „Erzbergersche Steuerreform“ bekannt. Sie sind der verzweifelte Versuch, den stark gestiegenen Ausgabeverpflichtungen des Reiches ordentliche Einnahmen gegenüberzustellen, um der „Krise des Steuerstaates“¹² zu begegnen. Es wäre reizvoll, diese Reform und die anschließende Inflation vom Standpunkt der Neuen Politischen Ökonomie¹³ zu untersuchen, was aber den Rahmen der vorliegenden Arbeit bei weitem sprengen würde.

Numerieren wir die vier genannten Steuerarten (Lohnsteuer, Steuer auf veranlagte Einkommen, Reichsnotopfer und Umsatzsteuer) der Reihe nach mit 1 bis 4 und bezeichnen wir ihr jeweiliges monatliches Aufkommen mit $T^{(j)}$, $j = 1, 2, 3, 4$, so haben wir den Logarithmus von $T^{(j)}$ in Abhängigkeit von den Logarithmen der Inflationsfaktoren geschätzt, und zwar im ersten Ansatz ganz entsprechend der Schätzung von (6), der Funktion für das ganze Steueraufkommen.

Das Aufkommen der vier genannten Steuern betrug im Untersuchungszeitraum (November 1920 bis März 1923) gut die Hälfte des gesamten Steueraufkommens. Ihr Anteil daran schwankte zwischen 44 Prozent im Dezember 1922 und 67 Prozent im April 1921), natürlich mit tendenziell abnehmendem Realwert des Gesamtaufkommens, aber ohne erkennbare Tendenz des Anteils. Aber noch im zweiten Quartal von 1920 hatten diese vier Steuern weniger als ein Fünftel des gesamten Steueraufkommens des Reiches erbracht, so daß ihre Neuheit auch in den Statistiken zum Ausdruck kommt.

Unsere Schätzungen führten zu den folgenden Ergebnissen:

Lohnsteuer (Schätzzeitraum Dezember 1920 bis März 1923)

$$(8) \quad \log T^{(1)} = \begin{matrix} 4,4689 & - & 0,6765 \end{matrix} \begin{matrix} \Sigma & 0,1^i & (\log P_{-i-1} - \log P_{-i-2}) \\ (60,363) & & (3,4870) \end{matrix}$$

$$R^2 \text{ quer} = 0,66, \quad DW = 1,95, \quad SE = 0,23, \quad (\Sigma \log T_i^{(1)})/28 = 4,31$$

$$\rho = 0,2650$$

$$(1,3552).$$

Steuer auf veranlagtes Einkommen (Schätzzeitraum September 1921 bis März 1923)

$$(9) \quad \log T^{(2)} = \begin{matrix} 4,0574 & - & 0,2908 \end{matrix} \begin{matrix} [\Sigma & 0,9^i & (\log P_{-i-1} - \log P_{-i-2})]^2 \\ (40,474) & & (10,242) \end{matrix}$$

$$R^2 \text{ quer} = 0,86, \quad DW = 1,23, \quad SE = 0,34, \quad (\Sigma \log T_i^{(2)})/19 = 3,41.$$

¹² Schumpeter (1918).

¹³ Bernholz / Breyer (1984).

Reichsnotopfer (Schätzzeitraum Dezember 1920 bis März 1923)

$$(10) \quad \log T^{(3)} = \begin{matrix} 4,2131 \\ (10,484) \end{matrix} - \begin{matrix} 2,2875 \\ (6,9856) \end{matrix} \Sigma 0,9^i (\log P_{-i-1} - \log P_{-i-2})$$

$$\begin{aligned} R^2 \text{ quer} &= 0,70, \quad DW = 1,69, \quad SE = 0,64, \quad (\Sigma \log T_i^{(3)})/28 = 2,53 \\ rho &= 0,6324 \\ &\quad (3,9953). \end{aligned}$$

Umsatzsteuer (Schätzzeitraum Januar 1921 bis März 1923)

$$(11) \quad \log T^{(4)} = \begin{matrix} 4,3447 \\ (46,080) \end{matrix} - \begin{matrix} 0,9904 \\ (5,9374) \end{matrix} \Sigma 0,5^i (\log P_{-i-1} - \log P_{-i-2})$$

$$R^2 \text{ quer} = 0,57, \quad DW = 1,78, \quad SE = 0,36, \quad (\Sigma \log T_i^{(4)})/27 = 3,96.$$

Alle Summen in den Gleichungen (8) bis (11) erstrecken sich von $i = 0$ bis $i = 4$. Die Abkürzungen haben wir unter der Gleichung (6) erläutert.

(8) und (11) haben wir mit Hilfe der Methode der gewöhnlichen, (9) und (10) mit Hilfe der Methode der verallgemeinerten kleinsten Quadrate¹⁴ geschätzt. Um nicht noch stärker autokorrelierte latente Variable zu erhalten, haben wir wie bei (6) von einer Koyck-Transformation abgesehen. In (9) haben wir die unabhängige Variable quadriert, um der deutlich nichtmonotonen Veränderung des Steueraufkommens Rechnung zu tragen: Im Untersuchungszeitraum nimmt dieses Aufkommen zunächst stark zu und dann stark ab. Dieser Verlauf des Steueraufkommens hat uns auch dazu bewogen, den Schätzzeitraum erst mit dem September 1921 beginnen zu lassen. Zwar gibt Witt schon für den April 1921 und die folgenden Monate einen positiven Ertrag an der Steuer auf veranlagtes Einkommen an, aber dieser Ertrag ist sehr klein, und wir haben ihn daher vernachlässigt. Auch das Aufkommen der Umsatzsteuer nimmt mit dem Jahreswechsel 1920/21 stark zu, so daß unsere Schätzung erst mit dem Januar 1921 beginnt.

Nach den üblichen statistischen Kriterien zu urteilen, sind auch die Gleichungen (8) bis (11) für Simulationen brauchbar. In allen Gleichungen ist die Elastizität des Steueraufkommens in Bezug auf den Inflationsfaktor der vergangenen Monate negativ. In den Gleichungen (8), (10) und (11) schwankt die kurzfristige Elastizität zwischen $-0,68$ und $-2,29$. Die Gleichung (9) spielt eine besondere Rolle, da wegen des Quadrates der unabhängigen Variablen, das in dieser Gleichung auftritt, die kurzfristige Elastizität dem Betrage nach bedeutend größer ist als der in der Gleichung erscheinende Koeffizient von $-0,29$. Da die Inflationsrate vom Juni 1921 bis zum Februar 1923 monoton anstieg, und da in diese Gleichung die Inflationsra-

¹⁴ Beach / MacKinnon (1978).

ten vom März 1921 bis zum Februar 1923 eingingen, dürfte die Umkehrung des negativen Vorzeichens der unabhängigen Variablen durch die Quadratur keinen Einfluß auf das Schätzergebnis gehabt haben, zumal der Index der Großhandelspreise zwischen März und Juni 1921 praktisch konstant war (vgl. Tabelle 1, Spalte 1).

Diese Ergebnisse legen es nahe, die Inflation mit dem endogenisierten Steueraufkommen der einzelnen Steuern zu simulieren. Wir haben dabei jeweils eine der Gleichungen (8) bis (11) zu dem durch (3) bis (5) charakterisierten Grundmodell (sowie eine Definitionsgleichung entsprechend (7)) hinzugefügt und wieder eine Ausgabenminderung um die Hälfte des Realwertes des historisch beobachteten Defizits im Reichshaushalt angenommen. Es sollte untersucht werden, wie inflationsmindernd jede Steuer für sich wirkt. Die Ergebnisse der Simulationen, bei der wie immer die geschätzte autoregressive Struktur der latenten Variablen berücksichtigt wurde, haben wir in der folgenden Tabelle 2 dargestellt.

In den Spalten 1 und 2 dieser Tabelle haben wir die Entwicklung des Index der Großhandelspreise aufgeführt, die unter der Annahme gilt, daß das Lohnsteueraufkommen mit Hilfe der Gleichung (8) erklärt wird. Die Spalte 1 enthält die Ergebnisse der Simulation mit dem historisch beobachteten Realwert der Ausgaben des Reiches, die Spalte 2 dagegen die Zahlen, die sich unter der Annahme ergaben, daß diese Ausgaben um die Hälfte des historisch beobachteten Defizits im Reichshaushalt vermindert werden. Spalte 1 muß also mit der Spalte 3, Spalte 2 dagegen mit der Spalte 5 aus der Tabelle 1 verglichen werden.

Das Entsprechende gilt für die übrigen Spalten der Tabelle 2, die der Reihe nach der Endogenisierung der betreffenden Steuererträge mit Hilfe der Gleichungen (9) bis (11) entsprechen.

Aber verweilen wir noch bei der Simulation des Lohnsteueraufkommens mit Hilfe von (8) und ihrer Wirkung auf das Preisniveau. Der Vergleich von Spalte 1 mit der Spalte 3 aus Tabelle 1 zeigt, daß man durch die Hereinnahme von (8) in das Modell (3) bis (5) die Lohnsteuerentwicklung recht gut trifft. Dagegen machen sich sekundäre inflationsdämpfende Wirkungen kaum bemerkbar (Vergleich von Spalte 2 der Tabelle 2 mit Spalte 5 der Tabelle 1). Dies mag daran liegen, daß das Lohnsteueraufkommen zunächst nur etwa ein Fünftel, später allerdings ein Drittel des gesamten Steueraufkommens betrug. Der Grund für diesen Anstieg war freilich weniger das Ansteigen der realen Erträge der Lohnsteuer als vielmehr das Sinken der übrigen Steuererträge. Die Lohnsteuer mußte von den Unternehmungen an die Finanzämter abgeführt werden, und die Unternehmer zahlten möglichst spät. Außerdem sah das Abrechnungsverfahren über das Kleben von Steuermarken eine Karenzzeit bis zu einem Vierteljahr vor, während bei Zahlung

auf Grund von Lohnlisten diese Karenzzeit zwar kürzer war, aber immerhin auch gut einen Monat betragen haben dürfte.

Tabelle 2

**Fiktive Entwicklung des Index der Großhandelspreise
im Deutschen Reich vom Mai 1920 bis zum März 1923 bei Berücksichtigung
der Steueraufkommensfunktionen (8) bis (11)**
Der Punkt trennt Dezimalstellen ab

Monat	1	2	3	4	5	6	7	8
5.20	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08	15.08
6.20	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82	13.82
7.20	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67	13.67
8.20	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50
9.20	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98	14.98
10.20	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66	14.66
11.22	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73	19.73
12.20	20.78	20.27	20.61	20.10	20.68	20.17	20.61	20.09
1.21	21.58	20.40	21.13	19.92	21.68	20.50	21.15	19.94
2.21	22.28	20.15	21.36	19.21	22.77	20.67	21.51	19.35
3.21	23.14	19.62	21.66	18.15	24.14	20.65	22.09	18.58
4.21	25.85	20.57	23.59	18.46	27.54	22.20	24.40	19.21
5.21	27.19	19.73	24.08	17.04	29.93	22.16	25.42	18.18
6.21	29.48	19.85	25.46	16.61	33.72	23.35	27.49	18.22
7.21	34.87	21.66	29.51	17.66	41.01	26.36	32.51	19.83
8.21	40.54	23.24	33.86	18.64	48.82	29.07	37.90	21.32
9.21	47.22	24.83	39.09	19.73	58.15	31.83	44.16	22.78
10.21	54.63	26.35	44.92	20.77	68.86	34.63	51.14	24.18
11.21	65.37	29.39	53.73	23.23	83.59	39.09	61.23	26.98
12.21	77.99	32.51	64.17	25.78	101.16	43.76	73.00	29.80
1.22	89.18	34.06	73.38	27.08	117.39	46.40	83.38	31.15
2.22	100.86	35.55	82.85	28.31	133.87	48.67	93.84	32.33
3.22	120.29	38.09	99.29	30.60	161.45	52.49	111.59	34.49
4.22	133.45	39.82	111.17	32.36	180.06	54.96	123.35	35.87
5.22	149.71	41.67	125.66	34.18	203.49	57.72	138.31	37.45
6.22	165.67	43.15	140.27	35.78	226.37	59.80	153.72	38.85
7.22	186.15	46.15	158.90	38.64	255.57	63.92	173.10	41.56
8.22	221.51	52.13	190.55	44.06	306.23	72.32	207.02	47.09
9.22	279.30	64.34	240.94	54.52	387.86	89.16	263.73	58.56
10.22	421.98	89.61	363.65	76.00	591.49	124.30	400.60	81.88
11.22	738.49	144.51	633.28	122.11	1042.61	200.18	701.75	132.02
12.22	858.27	152.37	728.67	127.58	1222.30	211.19	815.57	139.09
1.23	1248.52	192.27	1045.75	158.73	1793.18	266.53	1181.83	174.56
2.23	3218.82	427.60	2651.44	346.53	4667.30	594.21	3035.50	385.96
3.23	2823.27	303.82	2295.29	242.46	4191.25	431.33	2661.95	274.04

Einige Merkmale der Entwicklung des Aufkommens der Steuer auf veranlagte Einkommen haben wir schon bei der Erläuterung der Gleichung (9)

erwähnt. Die Simulation zeigt, daß mit einem Modell, das diese Verhaltensgleichung enthält, die Inflation unterschätzt wird. Daher ergibt sich auch deutlich ein sekundärer Dämpfungseffekt dieser Steuer, wie aus dem Vergleich der Spalte 4 der Tabelle 2 mit der Spalte 5 der Tabelle 1 hervorgeht. Dieses Ergebnis ist plausibel, denn daß das Aufkommen dieser Steuer besonders inflationsempfindlich ist, zeigt schon die Spezifizierung der Gleichung (9): dort tritt das Quadrat der abhängigen Variablen und nicht diese selbst auf. Anfang 1922 war der Anteil dieser Steuer am Gesamtaufkommen am größten: er betrug bis zu einem Viertel, sank aber später beträchtlich.

Die Einbeziehung des Aufkommens am Reichsnotopfer in das Modell führt dagegen zu einer tendenziellen Verstärkung der Inflation. Dabei erbrachte diese Steuer gerade zu Beginn der Untersuchungsperiode einen recht großen Ertrag, nämlich zwischen einem Viertel und der Hälfte des gesamten Steueraufkommens. Damit hat wahrscheinlich diese Steuer zur Preisstabilität bis zum Hochsommer 1921 beigetragen. Aber mit dem Beginn des Jahres 1922 wurde diese Steuer bedeutungslos. Dies lag an der zeitlichen Beschränkung des Reichsnotopfers, das ja auf Grund eines Gesetzes „über die außerordentliche Vermögensabgabe für das Rechnungsjahr 1919“ erhoben wurde und als einmalige Abgabe gedacht war. Es konnte außerdem durch die Rückgabe von Kriegsanleihen entrichtet werden, womit die Wirkung auf den Reichshaushalt nur in der Verminderung der entsprechenden Tilgungs- und Zinszahlungen bestand. Jedenfalls ist das Reichsnotopfer nicht dazu bestimmt gewesen, dem Reich auf längere Sicht Einnahmen zu sichern. Welche Wirkungen eine zeitliche Verlängerung dieser Steuer gehabt hätte, ist ungewiß, zumal eine solche Maßnahme sicherlich große politische Widerstände hervorgerufen hätte.

Man darf annehmen, daß die Einkommensteuer langfristig die Funktion dieser Vermögensabgabe übernehmen und zur Deckung der kriegsbedingten Ausgaben beitragen sollte. Die Umsatzsteuer ist sicherlich auch unabhängig von den Kriegsfolgen langfristig als fester Bestandteil der Reichssteuern angesehen worden. Wird ihr Aufkommen im Simulationsmodell durch die Gleichung (11) erklärt, so ist das Ergebnis ähnlich wie bei einer Endogenisierung der Lohnsteuer (Gleichung (8)). Dies ergibt ein Vergleich der Spalten 1 und 7 aus der Tabelle 2. Ihre inflationsmindernde Wirkung ist sogar noch ein wenig größer als die der Lohnsteuer, wie ein Vergleich der Spalten 2 und 8 aus dieser Tabelle zeigt. Nur vermuten kann man, daß die recht große Elastizität des Aufkommens dieser Steuer in bezug auf die Inflation in dem beträchtlichen Zeitraum begründet ist, der den Unternehmen zur Entrichtung dieser Steuer eingeräumt war. Als Steuerabschnitt galt das Kalenderjahr, die Steuer mußte spätestens drei Monate nach dem Eingang des Steuerbescheids entrichtet werden. Säumige hatten eine Strafe von nur fünf Prozent der Steuerschuld zu zahlen. So erbrachte die Umsatzsteuer nach

dem Januar 1921 zwischen einem Fünftel und einem Zehntel des gesamten Steueraufkommens, ebenfalls mit abnehmender Tendenz.

Um auch die Elastizität einer einzelnen Steuer anschaulich darzustellen, haben wir in die folgende Abbildung 2 die Wirkung der negativen Elastizität der Umsatzsteuer, die in der Spalte 8 der Tabelle 2 wiedergegeben ist, eingetragen. Ausgangspunkt der Überlegung war die dämpfende Wirkung einer Verminderung der realen Ausgaben des Reiches um die Hälfte des historischen Defizits (Spalte 5 aus Tabelle 1). Die dämpfende Wirkung einer negativen Elastizität des gesamten Steueraufkommens (Spalte 6 aus Tabelle 1) ist erst im letzten Drittel des dargestellten Zeitraums zu erkennen, während sich die negative Elastizität der Umsatzsteuer gerade in den übrigen zwei Dritteln der Untersuchungsperiode bemerkbar macht.

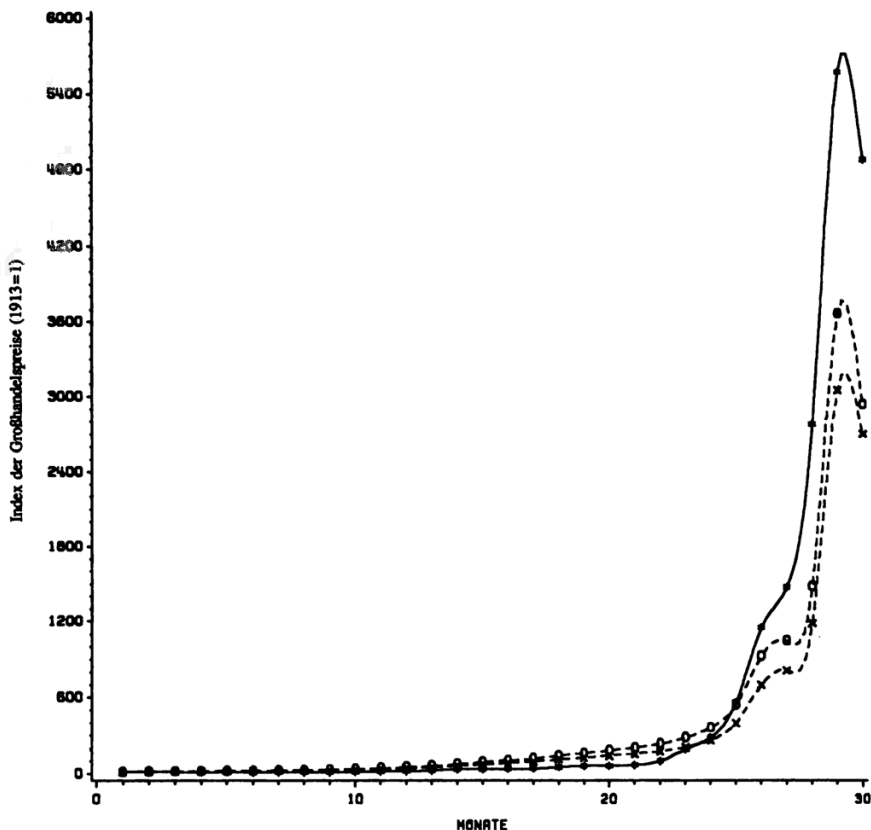


Abb. 2: Fiktive Entwicklung des Index der Großhandelspreise bei einer Senkung der realen Ausgaben des Reiches um die Hälfte des historisch beobachteten Budgetdefizits (Spalte 5 der Tabelle 1, ---), zusätzliche Wirkung des gesamten Steuersystems (Spalte 6 der Tabelle 1, -x-), und zusätzliche Wirkung der Umsatzsteuer (Spalte 8 der Tabelle 2, -o-)

Bei einem Vergleich der Abbildungen 1 und 2 beachte man, daß die Länge der Ordinate der Abbildung 2 insgesamt weniger als ein Zehntel der Länge der Ordinate der Abbildung 1 beträgt. Man erkennt schon hieraus die starke Dämpfung der Inflation, die aus einer fühlbaren Verminderung der Staatsausgaben hergerührt hätte.

4. Ausblick

Die ökonometrische Untersuchung bestätigt die von Bresciani-Turroni und vielen anderen vertretene These, das Steueraufkommen des Reiches habe in bezug auf die Inflation eine negative Elastizität gehabt und daher die Inflation verschärft. Die durch die Erzbergersche Reform erst 1919 und 1920 eingeführten Reichssteuern waren zwar so ausgestaltet, daß sie vielleicht bei einer schleichenden Inflation hätten stabilisierend wirken können. So war die Einkommensteuer progressiv, und die Umsatzsteuer wurde vom Nominalwert des Umsatzes erhoben, sollte also auch bei einem steigenden Preisniveau an sich nicht zu abnehmenden realen Erträgen führen. Aber die den Steuerpflichtigen eingeräumten Fristen sowie die geringen Strafen für ihre Überschreitung zusammen mit einer Verwaltung, die auf eine schnelle Inflation ebensowenig vorbereitet war wie der größte Teil der übrigen Bevölkerung, machten auch diese Steuern inflationselastisch. Das Ausmaß dieser Elastizität läßt sich an den Simulationsergebnissen ablesen.

Allerdings hat die Aussagekraft dieser Ergebnisse ihre Grenzen. Sie werden sowohl durch die vorliegenden Daten als auch durch die Genauigkeit des Modells (3) bis (5) bestimmt.

Was den ersten dieser beiden Punkte anbetrifft, so sind die Angaben von Witt, auf die wir unsere Rechnungen stützen, nicht so gut dokumentiert, wie man es sich wünscht. So erscheinen uns die dort in der Tabelle 1, Spalte 3 angegebenen Anteile der Einnahmen des Reiches, die durch die Ausgabe von Schatzwechseln finanziert sind, sehr hoch zu sein. Sie sind jedenfalls um etwa ein Fünftel größer als die Zahlen, die wir in unserer früheren Arbeit¹⁵ zur Bestimmung des Defizits im Reichshaushalt benutzt haben. Wir haben daher die Differenz als Einnahmen des Reiches aus anderen Quellen angesehen, die wir in der Gleichung (7) durch R symbolisiert haben.

Zweitens wirkt sich die Ungenauigkeit der Simulationen, die man schon mit Hilfe des Modells (3) bis (5) erhält und die in der Spalte 2 der Tabelle 1 wiedergegeben sind, störend auf die Interpretation der Simulationsergebnisse aus. Es gilt also, die Verhaltensgleichungen (4) und (5) zu verbessern. Eine erste Verallgemeinerung von (5) hatten wir schon erwähnt: Man kann diese Gleichung auch unter der Annahme verschiedener Parameter schät-

¹⁵ Jaksch (1986 a).

zen, die die zeitliche Verzögerung der unabhängigen Variablen kennzeichnen. Erst nach einer verallgemeinerten Schätzung der Verhaltensgleichungen unseres Modells scheint es uns sinnvoll zu sein, diese Untersuchungen fortzuführen und zusätzlich zu der Geldnachfrage- und Geldangebotsfunktion mehr als eine weitere Verhaltensgleichung zu berücksichtigen.

Zusammenfassung

Wir benutzen ein kleines ökonometrisches Modell für die deutsche Inflation von 1920/23, um die Rückwirkung eines mit steigendem Preisniveau abnehmenden Steueraufkommens auf diese Inflation zu simulieren. In ihm erscheint sowohl das gesamte Steueraufkommen des Reiches als auch die Lohnsteuer, die Steuer auf veranlagtes Einkommen, die Umsatzsteuer sowie das Reichsnotopfer (eine Vermögenssteuer) in jeweils einer Verhaltensgleichung als Funktion von der Inflation. In jedem Fall ist die Aufkommenselastizität der Steuern in Bezug auf die Inflation deutlich negativ. Die Simulationen lassen dagegen die sich selbst verstärkende Wirkung der Monetarisierung des staatlichen Defizits nur für Teile des Untersuchungszeitraums klar erkennen.

Summary

In order to simulate the effects of a rising price level on the decreasing tax returns during the German inflation of 1920/23, we use a small econometric model where total tax returns as well as separate returns for the wage tax, tax on assessed income, turnover tax and the Reichsnotopfer (a capital levy) depend on inflation. In each case, the elasticity of the tax returns with respect to inflation is markedly negative. However, the subsequent simulations replicate the reinforcing effects of the monetized deficit in the public budget only for parts of the investigation period.

Literatur

- Beach, C. M. / MacKinnon, J. G. (1978), A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors. Econometrica 46, 51 - 58.*
- Bernholz, P. / Breyer, F. (1984), Grundlagen der politischen Ökonomie. Tübingen.*
- Bresciani-Turroni, C. (1937), The Economics of Inflation. London. (Italienisches Original 1931.)*
- Dornbusch, R. / Fischer, S. (1986), Stopping Hyperinflations Past and Present. Weltwirtschaftliches Archiv 122, 1 - 47.*
- Jaksch, H. J. (1986a), Kleine ökonometrische Modelle für sich rasch entwertende Währungen: Deutschland 1920/23 und Argentinien 1977/81. Ifo-Studien 32, 241 - 274.*
- (1986b), Simulaciones de políticas antiinflacionarias en Argentina 1983 - 87. *Económica (La Plata, Argentina)*, 21 - 56.
- (1988), Gründe für die Monetarisierung staatlicher Budgetdefizite, in: W. Franz / W. Gaab / J. Wolters (Hrsg.): *Theoretische und angewandte Wirtschaftsforschung. Heinz König zum 60. Geburtstag. Berlin, Heidelberg und New York*, 123 - 136.

- Schumpeter, J.* (1918), Die Krise des Steuerstaates. Zeitfragen aus dem Gebiet der Soziologie, 1 - 71. Wieder abgedruckt in Joseph Schumpeter: Aufsätze zur Soziologie. Tübingen 1953, 1 - 71.
- Statistisches Reichsamt, Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich 1924/25. Berlin 1925.
- Tanzi, V.* (1977), Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax Revenues. IMF Staff Papers 24, 154 - 167.
- Theil, H.* (1971), Applied Economic Forecasting. Amsterdam.
- Witt, P.-C.* (1983), Tax Policies, Tax Assessment and Inflation: Toward a Sociology of Public Finances in the German Inflation 1914 - 1923, in: N. Schmuckler / E. Marcus (ed.): Inflation through the Ages. New York, 450 - 472.