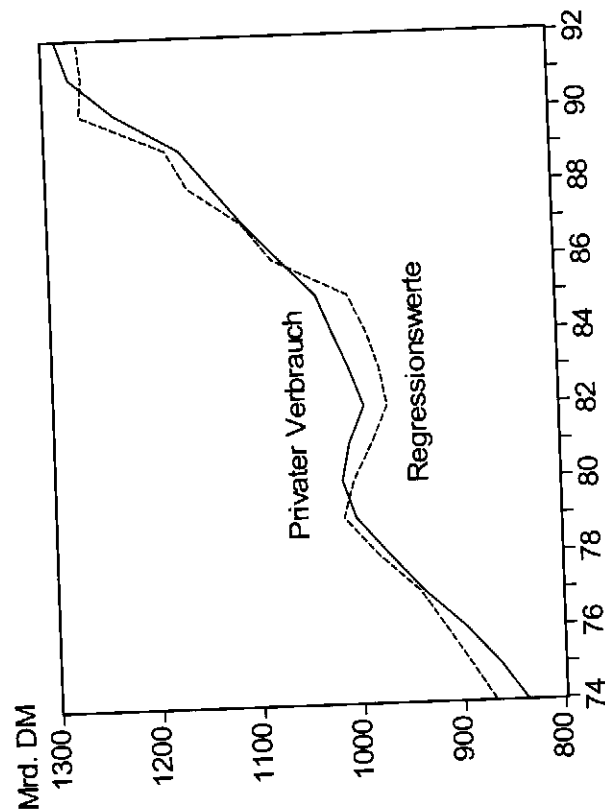


Abbildung 2.1. 1: Konsumfunktion



Der Achsenabschnitt C_0 beträgt also 37,325 und das Steigungsmaß c_1 nimmt den Wert 0,864 an.

Eine ökonomische Interpretation des Achsenabschnitts wäre eigentlich nur dann sinnvoll, wenn der Stützbereich den Koordinatenursprung mit einschließen würde, was bei einer makroökonomischen Konsumfunktion jedoch nicht gegeben ist. Insofern ist bei der Interpretation des Wertes 37,325 als autonomer Konsum der Volkswirtschaft Vorsicht geboten. Jedenfalls ist er nicht als Mindestkonsum im Sinne eines Subsistenzniveaus zu interpretieren.

Gut interpretierbar ist dagegen das Steigungsmaß. Der Schätzwert von 0,864, der die marginale Konsumneigung im Stützbereich angibt, besagt, dass im betrachteten Zeitraum ein Einkommenszuwachs von 1 Mrd. DM im Mittel zu einer Erhöhung der Konsumausgaben um 864 Mill. DM geführt hat. Wenn die Konsumfunktion stabil ist, kann davon ausgegangen werden, dass etwa 86 % des zusätzlichen verfügbaren Einkommens für Konsumausgaben verwendet werden. Aufgrund der Komplementarität ergibt sich daraus eine marginale Sparquote von 14 %.

Beispiel 2.1. 2: Die Nachfrage nach Geld ist Gegenstand vielfältiger geldtheoretischer und geldpolitischer Diskussionen. So kommt z.B. dem Problem der Stabilität der Geldnachfragefunktion bei einer Beurteilung der Effizienz geldpolitischer Maßnahmen ein hoher Stellenwert zu. Eine Spezifikation der Geldnachfragefunktion setzt eine Definition der relevanten Geldmenge voraus. Außerdem ist zu klären, ob sich die Modellierung auf die nominale oder reale Geldmenge beziehen soll.

Als entscheidende Einflussgrößen für die Nachfrage nach Geld werden das Transaktionsvolumen und die Opportunitätskosten der Geldhaltung angesehen: Während das Transaktionsvolumen im allgemeinen durch das Bruttosozialprodukt y gemessen wird, werden die Opportunitätskosten durch die Renditen alternativer Aktiva erfasst, die meist durch einen repräsentativen Zinssatz r charakterisiert werden. Bei fehlender Geldillusion lässt sich die Nachfrage nach Geld m dann durch die Funktion

$$m = f(y, r)$$

wiedergeben, in der m und y reale Größen sind, die man dadurch erhält, dass man die nominale Geldmenge M und das nominale Sozialprodukt Y auf das Preisniveau P bezieht:

$$m = \frac{M}{P} \quad \text{und} \quad y = \frac{Y}{P}$$

Sofern die Einheitsperiode hinreichend lang ist, können Anpassungsverzögerungen unberücksichtigt bleiben. Bei einem logarithmisch-linearen Ansatz, den man bei empirischen Untersuchungen zur Geldnachfrage häufig zugrunde legt, lautet die ökonometrische Geldnachfragefunktion dann

$$(2.1.29) \quad \ln m_t = \beta_1 + \beta_2 \ln y_t + \beta_3 \ln r_t + u_t$$

mit der Störvariablen u_t , die die klassischen Modellannahmen erfüllen soll. In diesem Modell lassen sich die Regressionskoeffizienten β_2 und β_3 unmittelbar als Einkommens- und Zinselastizität interpretieren. Da der Geldbedarf mit zunehmendem Transaktionsvolumen steigt, wird in der ökonomischen Theorie eine positive Einkommenselastizität vorausgesetzt. Andererseits ist eine negative Zinselastizität zu erwarten, da die Opportunitätskosten der Geldhaltung mit steigendem Zinssatz zunehmen.

Bei der ökonometrischen Schätzung der Geldnachfragefunktion wird die Geldmenge M_1 , die sich aus dem Bargeld und den Sichtguthaben des Publikums zusammensetzt, als

zu erklärende Variable verwendet. Der repräsentative Zinssatz wird durch den Fidor (Frankfurt interbank offered rate) als kurzfristigem Zinssatz erfasst. Als Deflator zur Bestimmung der realen Geldmenge wird der Preisindex für das Bruttosozialprodukt zur Basis 1985 herangezogen. Im Beobachtungszeitraum von 1970 bis 1989 ergibt sich da- mit folgende Datenbasis:

Jahr	Geldmenge M_1 Mrd. DM	Bruttosozialprodukt Mrd. DM (in Preisen des Jah- res 1985)	Kurzfristiger Zinssatz %	Preisindex für das Bruttosozialprodukt (1985=100)
1970	108,219	1322,8	9,41	51,1
1971	121,522	1363,1	7,15	55,1
1972	139,298	1422,3	5,61	58,0
1973	142,862	1491,1	12,14	61,6
1974	158,432	1491,9	9,90	65,9
1975	179,898	1473,0	4,96	69,8
1976	186,852	1554,7	4,25	72,3
1977	208,076	1594,4	4,37	75,0
1978	237,909	1649,4	3,70	78,2
1979	247,869	1715,9	6,69	81,2
1980	257,335	1733,8	9,54	85,2
1981	255,277	1735,7	12,11	88,7
1982	273,047	1716,5	8,88	92,6
1983	295,795	1748,4	5,78	95,8
1984	314,235	1802,0	5,99	97,9
1985	329,737	1834,5	5,44	100,0
1986	358,747	1874,4	4,64	103,3
1987	385,170	1902,3	4,03	105,3
1988	426,997	1971,8	4,33	106,9
1989	450,746	2046,8	7,12	109,7

Quellen: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank (verschiedene Hefte); Jahresgutachten 1991/92 des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung

Da die Geldnachfragefunktion eine logarithmisch-lineare Form besitzt, sind zunächst die Logarithmen der Beobachtungswerte zu ermitteln¹⁷:

¹⁷ Wir arbeiten hier mit den natürlichen Logarithmen der Variablen.

2.1 Das multiple Regressionsmodell

t	$\ln m_t$	$\ln y_t$	$\ln r_t$
1	5,355543	7,187506	2,241773
2	5,396116	7,217517	1,967112
3	5,481343	7,260031	1,724551
4	5,446387	7,307270	2,496506
5	5,482357	7,307806	2,292535
6	5,551926	7,295056	1,601406
7	5,554663	7,349038	1,446919
8	5,625586	7,374253	1,474763
9	5,717789	7,408167	1,308333
10	5,721156	7,447693	1,900614
11	5,710547	7,458071	2,255493
12	5,662260	7,459166	2,494031
13	5,686525	7,448042	2,183802
14	5,732574	7,466456	1,754404
15	5,771365	7,496653	1,790091
16	5,798295	7,514527	1,693779
17	5,850150	7,536044	1,534714
18	5,902041	7,550819	1,393766
19	5,990053	7,586702	1,465567
20	6,018325	7,624033	1,962908

Um die Parameter β_1 , β_2 und β_3 mit der OLS-Methode zu bestimmen, benötigen wir zunächst einmal die Produktmatrizen $X'X$ und $X'y$:

$$X'X = \begin{bmatrix} n & \sum \ln y_t & \sum \ln r_t \\ \sum \ln y_t & \sum (\ln y_t)^2 & \sum \ln y_t \cdot \ln r_t \\ \sum \ln r_t & \sum \ln r_t \cdot \ln y_t & \sum (\ln r_t)^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 20,000 & 148,295 & 36,983 \\ 148,295 & 1099,858 & 273,976 \\ 36,983 & 273,976 & 71,041 \end{bmatrix}$$

und

$$X'y = \begin{bmatrix} \sum \ln m_t \\ \sum \ln y_t \cdot \ln m_t \\ \sum \ln r_t \cdot \ln m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 113,455 \\ 841,671 \\ 209,244 \end{bmatrix}$$

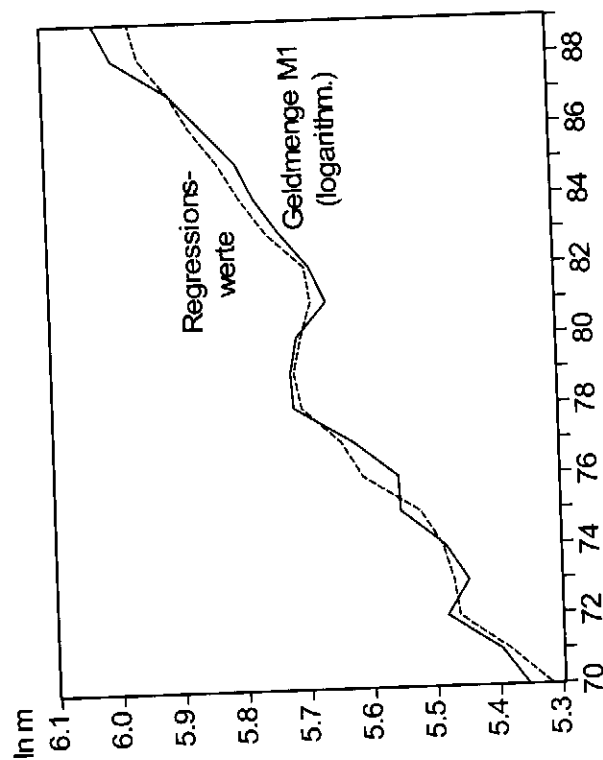
Die Inverse der Produktmatrix $X'X$ lautet

$$(X'X)^{-1} = \begin{bmatrix} 218,194 & -28,592 & -3,322 \\ -28,592 & 3,770 & 0,346 \\ -3,322 & 0,346 & 0,409 \end{bmatrix}$$

Der OLS-Schätzvektor $\hat{\beta}$ lässt sich nun unmittelbar als Produkt der Matrizen $(X'X)^{-1}$ und $(X'y)$ bestimmen:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -4,806 \\ 1,432 \\ -0,076 \end{bmatrix}$$

Abbildung 2.1.2: Geldnachfragefunktion



Während das konstante Glied $\hat{\beta}_1$ bei der ökonomischen Interpretation nicht von Belang ist, richtet sich das Interesse auf die Schätzer $\hat{\beta}_2$ und $\hat{\beta}_3$. Zunächst einmal weisen beide Regressionskoeffizienten im Stützbereich das erwartete Vorzeichen auf: Die Geldnachfrage steigt mit zunehmendem Einkommen und sinkt mit zunehmendem Zinssatz. Darüber hinaus lassen sich die Regressionskoeffizienten in unserem Modell als Elastizitäten interpretieren. Aus dem Wert der Einkommenselastizität der Geldnachfrage ist zu entnehmen, dass die Geldnachfrage überproportional auf Veränderungen des Einkommens reagiert hat. Eine 1%ige Erhöhung des Einkommens ging im betrachteten Zeitraum im Mittel mit einer etwa 1,4%igen Erhöhung der realen Geldnachfrage einher. Hierin zeigen sich "dis-economies of scale", da die Geldhaltung bei einer Steigerung des Einkommens relativ stärker zugenommen hat als die Haltung ertragbringender Aktiva. Damit bestätigt sich die Luxusguthypothese, nach der bei steigendem Vermögen und Einkommen ein überproportionaler Anteil als Kasse gehalten wird, da die Tauschbereit-

schaft als Luxusbedürfnis angegeben wird (vgl. Ehrlicher, 1972, S. 384). Der Wert der Zinselastizität der Geldnachfrage von -0,076 gibt dagegen an, dass sich die Geldnachfrage bei einer 10%igen Zinserhöhung im Mittel um etwa 0,8 % verringert hat. Das Publikum hat eine Erhöhung der Opportunitätskosten der Geldhaltung somit zum Anlass genommen, sein Portfolio zugunsten Ertrag bringender Finanzanlagen umzuschichten. ♦

Wenn man den Parametervektor $\hat{\beta}$ nach dem Kleinst-Quadrate-Kriterium ermittelt hat, lässt sich der Vektor \hat{u} der Residuen, der die Schätzfehler \hat{u}_i enthält, wegen (2.1.21) und (2.1.19) durch

$$(2.1.30) \quad \hat{u} = y - X\hat{\beta}$$

berechnen. Die n Residuen $\hat{u}_1, \hat{u}_2, \dots, \hat{u}_n$ im $n \times 1$ -Vektor \hat{u} lassen sich als realisierte Störterme interpretieren. Da $\hat{\beta}$ nach der OLS-Methode entwickelt wurde, spricht man in diesem Zusammenhang auch von OLS-Residuen. Wird Gleichung (2.1.23) von links mit der Transponierten von X multipliziert, ergibt sich

$$(2.1.31) \quad X'\hat{u} = X'y - XX'\hat{\beta} = 0$$

Das Produkt aus der transponierten Beobachtungsmatrix X' und dem Residuenvektor \hat{u} ist danach gleich einem $k \times 1$ -Nullvektor 0 . Diese Bedingung ist aufgrund der Normalgleichungen (2.1.14) erfüllt, aus denen der OLS-Parametervektor $\hat{\beta}$ berechenbar ist. Für die n OLS-Residuen gelten also k lineare Restriktionen der Form

$$X'\hat{u} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{k1} & x_{k2} & \dots & x_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \\ \vdots \\ \hat{u}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \\ \sum_{i=1}^n x_{2i} \hat{u}_i \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n x_{ki} \hat{u}_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix},$$

die zum Ausdruck bringen, dass die Residuen \hat{u} orthogonal auf den exogenen Variablen stehen. Aus der ersten Restriktion

$$\sum_{i=1}^n \hat{u}_i = 0$$