2008年度　ICS『資産価格の実証分析』講義資料

祝迫得夫

授業資料（第6回：11月18日分）

１．CLM第7章　該当部分

２．Campbell (1991; Economic Journal)：抜粋

３．青野幸平（2008; 現代ファイナンス）：抜粋

４．Cochrane (1994; Quarterly Journal of Economics)：抜粋
注:原論文でFigure IIとFigure IIIの「タイトル+ノート」が入れ替わってしまっている.

収益率を予測した場合の実証の結果について述べます．7.2.2 項では，長期のリターンを株価の動き，特に株価のボラティリティと結びつけます．7.2.3 項では，短期の資産市場のダイナミクスから導かれる長期の資産リターンについてのインプリケーションを，時系列モデルを用いて計算／導出します．

7.2.1 長期間の回帰式（long-horizon regression）

近年，さまざまな長さの投資期間のリターンについて，それを様々な予測変数へ回帰する試みが行われています．よく用いられる予測変数は，株価と配当もしくは収益の比率，さまざまな利子率変数——長短金利のスプレッド，質に注目した高格付けと低格付け社債あるいはコマーシャル・ペーパーのイールド・スプレッド，短期利子率水準の直近の変化に関するさまざまな尺度——などです．

ここではアメリカのデータについて長期リターンの予測変数として最も成功している，配当／株価比と短期名目利子率関連の変数に焦点を当てることにします．まず，NYSE，AMEX，NASDAQ で取引されている株式のインデックスである，CRSP 株価指数の水準と配当について議論することから始めましょう．配当／株価比は，前年中に株価指数に含まれる銘柄について払われた配当の合計を，現在の株価指数の水準で割ることによって得られます．配当を 1 年間に渡って足し合わせてしまうのは，配当支払いに関する季節性を除去するためであり，一方，株価に含まれる最新の情報を反映するように，株価指数については現在の値が用いられます [10]．

利子率変数としては，1ヶ月もののアメリカ財務省証券の利子率に変換を施したものを用います．変換を施すのは，単位根検定によって，しばしば財務省証券の利子率のユニット・ルートが棄却されないためです．現在の財務省証券の利子率から，過去 1 年間の移動平均を引いたものを「確率的トレンドを除去した利子率」と呼ぶことにします．これは時間をさかのぼるにしたがって減少するような三角形のウェイトを用いた，利子率の変化分の移動平均に等しくなります．したがって，財務省証券の利子率の変化分が定常ならば，このトレンドを除去した利子率も定常になります．このような確率的トレンド除去の方法は，Campbell (1991) や Hodrick (1992) によって用いられています．

表 7.1 には，配当／株価比を株式収益率の予測に用いた具体的な例が示してあります．この表では月次データで実質の株式対数収益率を，投資期間の最初の時点での，対数をとった配当／株価比に回帰した結果が報告されています．収益率は 1ヶ月から 48ヶ月（4 年間）までの，さまざまな保有期間について計算されています．$K > 1$ のすべての場合において，重複する月次データを用いて回帰式が推定されています．報告されてい

[10] このような配当／株価比のデータ上の定式化はアカデミックな研究では標準的なものであり，同様に，実務でも一般的に用いられています．

表 7.1　対数株式収益率の対数配当／株価比への長期の回帰式

$$r_{t+1} + \cdots + r_{t+K} = \beta(K)(d_t - p_t) + \eta_{t+K,K}$$

	予測期間 (K)					
	1	3	12	24	36	48
1927 年 ∼1994 年						
$\widehat{\beta}(K)$	0.016	0.043	0.200	0.386	0.233	0.654
$R^2(K)$	0.007	0.014	0.073	0.143	0.207	0.261
$t(\widehat{\beta}(K))$	1.553	1.420	2.257	4.155	4.621	3.870
1927 年 ∼1951 年						
$\widehat{\beta}(K)$	0.024	0.054	0.304	0.667	0.925	1.085
$R^2(K)$	0.007	0.011	0.086	0.217	0.330	0.419
$t(\widehat{\beta}(K))$	0.980	0.793	1.915	3.841	2.875	3.693
1952 年 ∼1951 年						
$\widehat{\beta}(K)$	0.027	0.080	0.327	0.579	0.757	0.843
$R^2(K)$	0.018	0.049	0.188	0.322	0.411	0.417
$t(\widehat{\beta}(K))$	3.118	3.152	3.181	3.072	3.280	3.580

r は NYSE，AMEX，NASDAQ で取引されている株式の加重平均指数の実質の対数収益率．$(d-p)$ は前年 1 年間の配当支払いを現在の株価で割って求めた，配当／株価比の対数．回帰式は OLS で推定され，標準誤差は Hansen and Hodrick (1980) の方法により付録の (A.3.3) 式において $K-1$ 次以降のラグの自己共分散をゼロであるものとして計算している．Newey and West (1987) の方法で，$q = K-1$ あるいは $q = 2(K-1)$ として標準誤差を計算した場合，非常によく似ているが，大体において本表の値より若干小さい値が得られる．

る結果は，1927 年から 1994 年までのサンプル期間と，1927 年から 1951 年および 1952 年から 1994 年までのサブ・サンプルについてです．表 7.1 においては，個別の回帰式について決定係数 R^2 と，対数をとった配当／株価比の係数がゼロであるかどうかについての t 値が報告されています．t 値については，付録で議論されている漸近理論を用いて，推定式の誤差項についての不均一分散と系列相関に関する修正を行った値が報告されています．表 7.1 は基本的に Fama and French (1988a) に沿っており，説明変数として配当／株価比自体ではなくその対数を用いている点（この違いは，結果にはごくわずかな差しか生み出しません），すべての投資期間について重複する月次データを用いている点，そしてサンプルがアップデートされている点だけが違います．表で示されているデータは，すべて実質の株式リターンに関するものですが，1ヶ月もののアメリカ財務省証券の利子率に対する超過収益率に関しても，ほとんど同じような結果が得られています．

表 7.1 の回帰分析の結果は，1ヶ月の投資期間については，さほど驚くべきものでは

表 7.2 対数株式収益率の確率的トレンドを除去した短期金利への長期の回帰式

$$r_{t+1}+\cdots+r_{t+K}=\beta(K)(y_{1,t}-\textstyle\sum_{i=0}^{11}y_{1,t-i}/12)+\eta_{t+K,K}$$

	予測期間 (K)					
	1	3	12	24	36	48
1927 年 ~1994 年						
$\widehat{\beta}(K)$	−5.468	−17.181	−41.663	−4.492	−26.148	−20.129
$R^2(K)$	0.005	0.016	0.023	0.000	0.004	0.002
$t(\widehat{\beta}(K))$	−2.292	−2.582	−1.564	−0.164	−1.341*	−0.838*
1927 年 ~1951 年						
$\widehat{\beta}(K)$	3.144	−6.183	73.712	158.989	−67.505	−50.900
$R^2(K)$	0.000	0.000	0.012	0.031	0.005	0.002
$t(\widehat{\beta}(K))$	0.222	−0.165	0.520	1.662	−0.637*	−0.580*
1952 年 ~1951 年						
$\widehat{\beta}(K)$	−6.547	−18.321	−59.406	−26.115	−26.573	−25.894
$R^2(K)$	0.019	0.047	0.103	0.013	0.010	0.008
$t(\widehat{\beta}(K))$	−3.263	−3.206	−2.741	−1.354	−1.555*	−1.092*

r は NYSE，AMEX，NASDAQ で取引されている株式の加重平均指数の実質の対数収益率リターン．$y_{1,t}$ は 1ヶ月ものの財務省証券の名目利子率．回帰式は OLS で推定され，標準誤差は Hansen and Hodrick (1980) の方法により付録の (A.3.3) 式において $K-1$ 次以降のラグの自己共分散をゼロであるものとして計算している．Hansen and Hodrick (1980) の方法によって推定された共分散行列が正定値でなかった場合，Newey and West (1987) の方法で $q=K-1$ とおいて計算した標準誤差が報告されている．数字に（*）が添えてあるがこの場合に該当する．

ありません．決定係数 R^2 は 2 %以上の値はとっていませんし，t 値は第 2 次大戦後のサブ・サンプル以外では 2 を超えません．この表に関して注意を引くのは，投資期間の K が増えるにつれ，得られる結果がずっと強くなる点です．2 年の投資期間では全サンプルで決定係数 R^2 が 14 %，戦前のサブサンプルで 22 %，戦後のサブサンプルは 32% となっています．4 年の投資期間では全サンプルで決定係数が 26 %，それぞれのサブサンプルについて 42 %でとなっています．全期間と戦前のサブサンプルでは，予測期間が長くなるにつれて回帰式の t 値が劇的に増加していますが，戦後では 3.0 から 3.5 の間でほぼ安定しています．

表 7.1 の結果を，同じように株式リターンを確率的トレンドを除去した短期利子率に回帰した表 7.2 の結果と比べてみると，興味深いことがわかります．表 7.2 で報告されている推定式の結果は，ほとんど表 7.1 のそれと同じようなパターンに従っています．また同じように，実質の株式収益率を，1ヶ月ものの財務省証券に対する超過収益率に置き換えても，結果はほとんど変わりません．

表 7.2 によれば，配当／株価比と同じように，確率的トレンドを除去した短期利子率にも株式リターンを予測する能力があります．しかし短期金利の予測能力には，二つの大きく異なる点があります．第一に，その影響は第 2 次大戦後のサブサンプルに集中しています．しかしこれは驚くべきことではありません．1930〜1940 年代には，FRB（連邦準備制度理事会）が金利を固定しようとしており，したがって確率的トレンドを除去した短期利子率はほとんど動いていないからです．第二に，短期金利の予測力は，配当／株価比の予測力に比べるとずっと短い投資期間についてのものです．戦後の決定係数 R^2 は，1ヶ月・3ヶ月といった投資期間については表 7.1 と比較し得るものですが，1 年で 0.10 のピークをむかえ，その後は急速に減少していきます．回帰式の t 値も，同じように 1 年を超えると有意ではなくなってしまいます．

このような表 7.2 における山形の R^2 統計量・t 値のパターンと，表 7.1 における強い増加傾向のパターンを，どのように解釈したらよいのでしょうか？　一つの見方としては，対数をとった配当／株価比と将来の配当の成長率を結びつける (7.1.24) を思い出すことで，表 7.1 の結果を理解することができます．

$$d_t - p_t = \mathrm{E}_t\left[\sum_{j=0}^{\infty}\rho^j[-\Delta d_{t+1+j} - r_{t+1+j}]\right]$$

この表現は，将来の配当の成長率の変動が極端に大きくないという前提の下で，対数をとった配当／株価比が，将来の株式リターンについてのマーケットの予測の良い近似であることを示唆します．さらにより一般的には，配当／株価比の対数は短期的なリターンの予想よりは，長期的なリターンの予想に関して，より優れた近似だといえます．これは (7.1.24) の右辺が，無限大先の将来までの，すべてのリターンの割引価値であるからです．このことから，期間が長くなるに連れて予測力が上昇するという表 7.1 の結果を，ある程度説明することができます．

このような効果がなかったとしても，表 7.1，表 7.2 のような結果を得ることはあり得ます．その理由を理解するために，リターンが AR(1) の場合の例に戻り，さらにどのような将来の期間についても期待リターンの完全な代理変数であるような x_t が観察可能で，なおかつ計量経済学者がそれを説明変数として利用可能であるものとしましょう．問題 7.4 では，対数をとった配当／株価比率の倍数が，AR(1) の例においてそのような x_t の性質を満たすような株価と配当の構造モデルを検討します．

以下でわれわれは，AR(1) の例で x_t の持続性が高かったとすると，リターンを x_t に回帰した場合，短期については R^2 が非常に小さくなり，期間が長くなると最初は R^2 が増加するがいずれは減少に転じることを示します．さらに，有限標本での長期のリターンに関する回帰式の統計的推論に伴う困難についても議論します．

THE ECONOMIC JOURNAL

MARCH 1991

The Economic Journal, **101** (*March* 1991) 157–179
Printed in Great Britain

A VARIANCE DECOMPOSITION FOR STOCK RETURNS*

John Y. Campbell

Every profession has its occupational hazards. For economists, one of these is the risk that in the midst of a social occasion, we will be asked to forecast or interpret the movements of the stock market. In this lecture I shall try to do just that. Since this is a professional meeting, I shall give enough detail to glaze the eyes of any casual questioner. But I hope to be able to show that there is genuine intellectual interest, as well as popular appeal, in this issue.

It is important from the outset to distinguish the two parts of the request – to forecast the market, and to interpret the market. These tasks are quite different. To forecast the market means to predict price changes in the near future. To interpret the market means to explain, with the benefit of hindsight, why prices have changed in the way they have. This is something which the financial press does almost every day. But the financial press does not impose on itself the discipline of consistency; one day's explanation need not cohere logically with the next day's story. The task for academics is to find an interpretation which can consistently explain stock market movements over a long period of time.

Forecasting and interpretation are of course related. To give one example, the strict 'random walk' theory of stock prices implies that stock returns are unforecastable. The only correct answer to a request to forecast the market is to explain, patiently, why this task is impossible. The random walk theory also implies that all unexpected movements in stock prices must be due to news about future dividends; only one interpretation of market movements is permitted.[1]

In general, however, the relation between forecasting and interpretation is weaker. In this lecture I shall emphasise the distinction between changes in rational expectations of future dividends and changes in rational expectations of future returns. I call the former 'news about future dividends' and the latter

* This paper was delivered to the Royal Economic Society at Nottingham on March 27, 1990 as the H. G. Johnson Lecture. An earlier version is available as NBER Working Paper No. 3246. I am grateful to Rob Stambaugh for assistance with the data, to John Ammer for research assistance, and to Chris Gilbert, Pete Kyle, Masao Ogaki, Robert Shiller, and participants in the 1989 NBER Summer Institute workshop on New Econometric Methods in Financial Markets for helpful comments and discussion. I acknowledge financial support from the National Science Foundation and the Sloan Foundation.

[1] This statement is true only if one rules out 'rational bubbles', as discussed below.

Table 1

Basic VAR Results for Real Stock Returns

Dependent variable	h_t (SE)	$(D/P)_t$ (SE)	$rrel_t$ (SE)	R^2	Joint significance	Stability
A: 1927:1–1988:12						
h_{t+1}	0·107	0·331	−0·424	0·024	0·018	0·111
	(0·063)	(0·283)	(0·195)			
$(D/P)_{t+1}$	−0·007	0·963	0·018	0·937	0·000	0·093
	(0·005)	(0·028)	(0·010)			
$rrel_{t+1}$	0·007	−0·040	0·669	0·450	0·000	0·025
	(0·005)	(0·016)	(0·061)			
B: 1927:1–1951:12						
h_{t+1}	0·142	0·483	0·926	0·028	0·183	0·533
	(0·091)	(0·466)	(0·712)			
$(D/P)_{t+1}$	−0·012	0·935	−0·033	0·901	0·000	0·309
	(0·007)	(0·045)	(0·041)			
$rrel_{t+1}$	0·005	−0·019	0·309	0·092	0·122	0·271
	(0·006)	(0·026)	(0·161)			
C: 1952:1–1988:12						
h_{t+1}	0·048	0·490	−0·724	0·065	0·000	0·512
	(0·060)	(0·227)	(0·192)			
$(D/P)_{t+1}$	−0·001	0·980	0·034	0·959	0·000	0·627
	(0·003)	(0·011)	(0·009)			
$rrel_{t+1}$	0·013	−0·017	0·739	0·548	0·000	0·375
	(0·012)	(0·058)	(0·052)			

Notes: h is the log real stock return over a month, (D/P) is the ratio of total dividends paid over the previous year to the current stock price, and *rrel* is the one-month Treasury bill rate minus a one-year backward moving average. Standard errors and test statistics are corrected for heteroskedasticity. 'Joint significance' is the significance level for a test of the hypothesis that all regression coefficients are zero. 'Stability' is the significance level for a Chow test that all regression coefficients are the same when the full sample is split at the end of 1951, or when the subsamples are split at their midpoints.

The relative bill rate is included because many authors, including Fama and Schwert (1977) and Campbell (1987), have noted that the level of short-term interest rates helps to forecast stock returns. The short-term interest rate itself may be nonstationary over this sample period, so it needs to be stochastically detrended. The subtraction of a one-year moving average is a crude way to do this; the relative bill rate can also be written as a triangular moving average of changes in the short-term interest rate, so it is stationary in levels if the short rate is stationary in differences.[9] The short rate used is the one-month Treasury bill rate series from Ibbotson Associates (1989).

One problem which arises when interest rate data are used is that the behaviour of interest rates has changed over time. In particular, the Federal Reserve Board held interest rates almost constant for much of the period up to 1951, when a Federal Reserve Board–Treasury Accord allowed rates to move more freely. Accordingly, I split the 1926–88 sample at the end of 1951. This also allows a separate look at the data from the period around the Great

[9] Another recently popular way to detrend the interest rate is to use the yield spread between interest rates of two different maturities. The relative bill rate has at least as much forecasting power for stock returns as the long-short yield spread, which is insignificant when it is added to the equations reported below.

Table 2

Variance Decomposition for Real Stock Returns

VAR specification and time period	R_h^2 (Sig.)	Var (η_d) (SE)	Var (η_h) (SE)	-2Cov(η_d, η_h) (SE)	Corr(η_d, η_h) (SE)	P_h (SE)
h, D/P, rrel						
1 lag, monthly						
A: 1927:1–1988:12	0.024	0.369	0.285	0.346	−0.534	4.772
	(0.018)	(0.119)	(0.145)	(0.046)	(0.127)	(2.247)
B: 1927:1–1951:12	0.028	0.437	0.185	0.378	−0.664	3.258
	(0.183)	(0.226)	(0.182)	(0.053)	(0.118)	(2.414)
C: 1952:1–1988:12	0.065	0.127	0.772	0.101	−0.161	5.794
	(0.000)	(0.016)	(0.164)	(0.153)	(0.256)	(1.469)
h, D/P, rrel						
6 lags, monthly						
A: 1927:1–1988:12	0.087	0.538	0.265	0.197	−0.261	3.972
	(0.004)	(0.181)	(0.162)	(0.121)	(0.203)	(2.253)
B: 1927:1–1951:12	0.129	0.661	0.118	0.222	−0.398	1.909
	(0.083)	(0.363)	(0.142)	(0.288)	(0.565)	(1.515)
C: 1952:1–1988:12	0.118	0.127	0.797	0.075	−0.118	4.100
	(0.000)	(0.035)	(0.175)	(0.165)	(0.269)	(1.112)
h, D/P, rrel						
4 lags, quarterly						
A: 1927:1–1988:4	0.162	0.334	0.497	0.170	−0.208	2.726
	(0.045)	(0.096)	(0.193)	(0.186)	(0.269)	(1.435)
B: 1927:1–1951:4	0.307	0.428	0.476	0.096	−0.106	1.856
	(0.024)	(0.195)	(0.166)	(0.236)	(0.290)	(0.820)
C: 1952:1–1988:4	0.213	0.158	0.916	−0.074	0.097	7.289
	(0.000)	(0.067)	(0.184)	(0.211)	(0.257)	(5.437)

Notes: R_h^2 is the fraction of the variance of monthly real stock returns which is forecast by the VAR system, and Sig. is the joint significance of the VAR forecasting variables. η_d and η_h represent news about future dividends and news about future returns respectively. They are calculated from the VAR system using equations (14) and (13). The three terms Var (η_d), Var (η_h), and -2Cov(η_d, η_h) are given as ratios to the variance of the unexpected stock return v_h, so from equation (2) they add up to one. The persistence measure P_h is defined in equation (15). A typical 1 % positive innovation in the expected real return is associated with a P_h % capital loss on the stock.

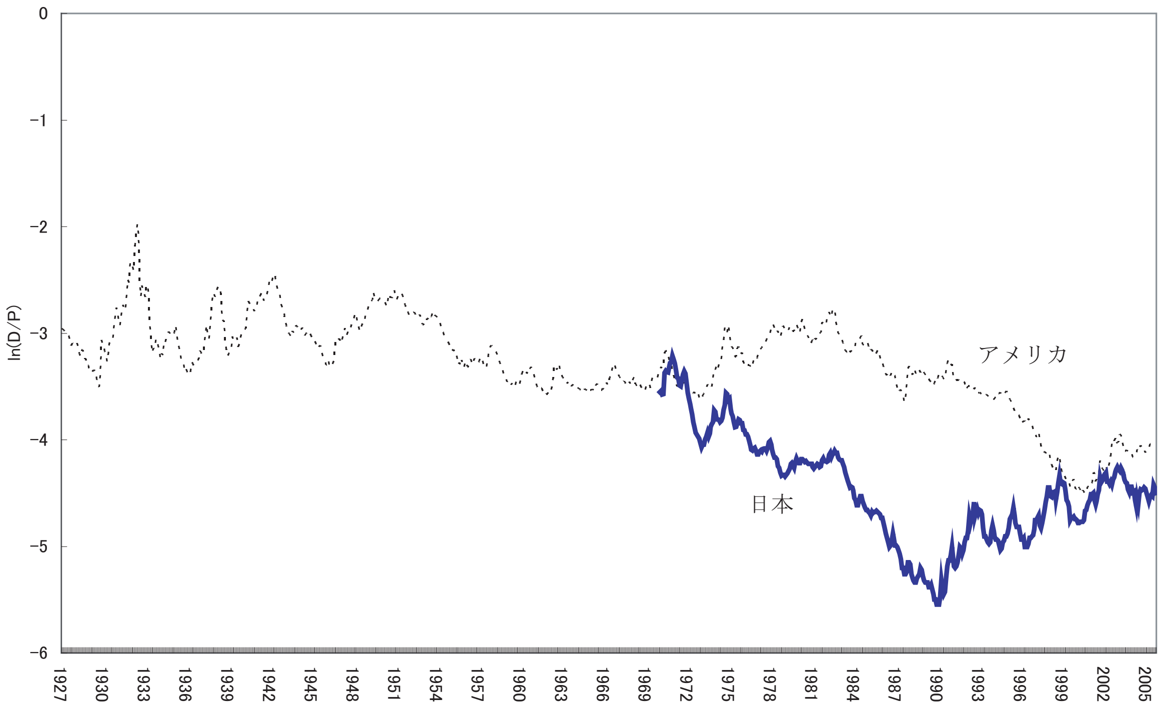
Depression, which may behave quite differently from the postwar data (Kim *et al.* 1989).

III.1. *Basic results for real returns*

Panel A of Table 1 reports the basic first-order VAR which I will use to analyse the persistence of expected returns. The first three columns give the regression coefficients for the stock return forecasting equation, the dividend-price ratio forecasting equation, and the relative bill rate forecasting equation. Together, these coefficients form the VAR companion matrix **A**. Heteroskedasticity-corrected standard errors are reported in parentheses. The remaining columns of the table report the regression R^2 statistics, the joint significance levels of the VAR forecasting variables, and the significance levels for Chow tests of parameter stability.

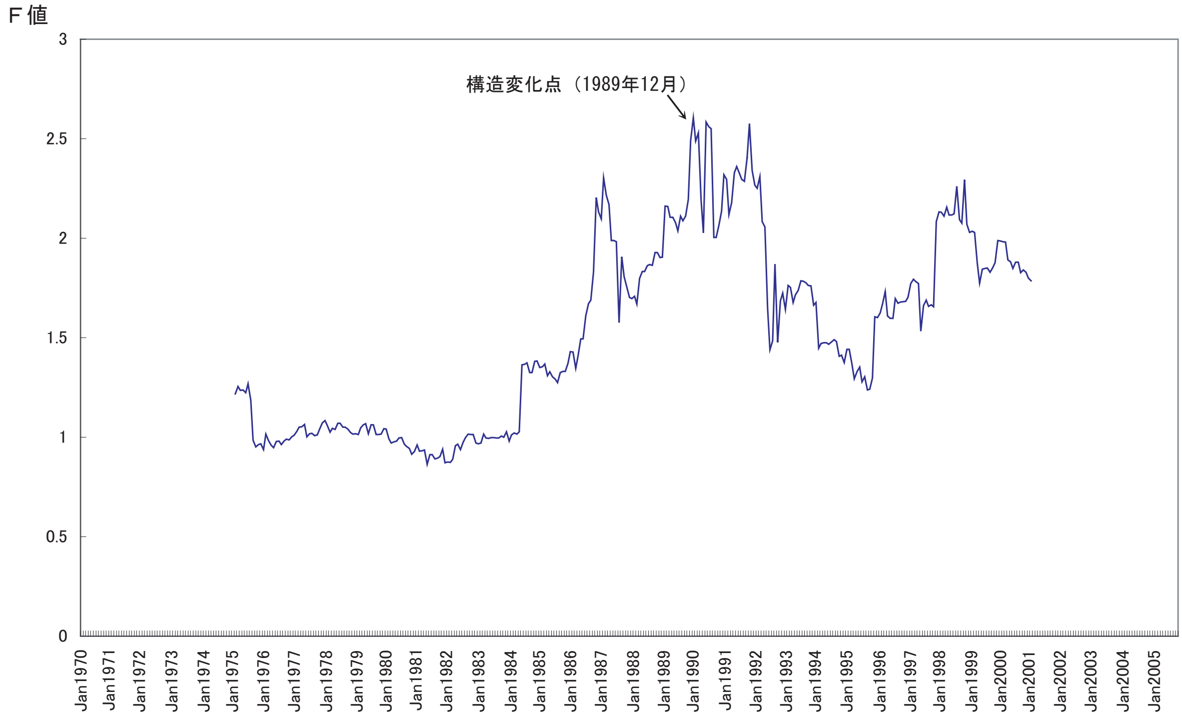
The R^2 statistic for the stock return equation is only 2.4 % over the full sample; the forecasting variables are jointly significant at the 1.8 % level, but

図 2.1: 日米の配当・株価比率



点線は，アメリカの「配当・株価比率」の対数値（月次）で，Yale University の Robert J. Shiller 教授の HP にあるデータを利用し，サンプル期間は 1927 年 1 月から 2004 年 12 月である．実線は，日本の「配当・株価比率」の対数値（月次）で,『東証統計月報』の「配当利回り（有配会社）」を利用し，サンプル期間は 1970 年 1 月から 2005 年 8 月である．

図 2.3: 超過収益率の構造変化：VAR(4)



ラグ 4 期の VAR 体系に含まれる超過収益率の予測方程式を用いて，各時点での Chow 検定で計算される F 統計量をグラフ化したものである．検定には Andrews(1993) の統計量を利用している．構造変化のある可能性のある時点としてサンプルの両端 15% を除いたすべての時点で計算している．

表 2.3: 超過収益率に関する VAR の結果（日本）

	e_t (SE)	r_t (SE)	$\log(\frac{D}{P}_t)$ (SE)	rbr_t (SE)	R^2	F 検定 (p 値)
			panel A ： 1970 年 2 月〜2005 年 8 月			
e_{t+1}	**0.315 (0.048)**	0.178 (0.518)	0.007 (0.004)	**-4.122 (1.783)**	0.12	0.000
r_{t+1}	0.002 (0.003)	**0.442 (0.116)**	**-0.001 (0.0003)**	-0.279 (0.258)	0.29	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	**-0.324 (0.050)**	-0.474 (0.687)	**0.991 (0.005)**	3.169 (1.981)	0.99	0.000
rbr_{t+1}	0.0001 (0.0003)	**-0.023 (0.006)**	**-0.0001 (0.00003)**	**0.943 (0.028)**	0.93	0.000
			panel B ： 1970 年 2 月〜1989 年 12 月			
e_{t+1}	**0.334 (0.061)**	-0.098 (0.551)	-0.003 (0.005)	**-4.011 (1.588)**	0.14	0.000
r_{t+1}	0.002 (0.007)	**0.421 (0.133)**	**-0.002 (0.0005)**	-0.365 (0.286)	0.29	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	**-0.293 (0.059)**	-0.075 (0.676)	**1.001 (0.006)**	**3.283 (13914)**	0.99	0.000
rbr_{t+1}	-0.0005 (0.0006)	**-0.025 (0.006)**	**-0.0001 (0.00003)**	**0.935 (0.032)**	0.93	0.000
			panel C ： 1990 年 1 月〜2005 年 8 月			
e_{t+1}	**0.262 (0.058)**	1.859 (2.044)	**0.044 (0.012)**	-5.628 (7.763)	0.12	0.000
r_{t+1}	-0.001 (0.002)	**0.325 (0.094)**	**-0.002 (0.0004)**	0.035 (0.208)	0.36	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	**-0.310 (0.056)**	-3.687 (2.592)	**0.955 (0.012)**	6.626 (7.676)	0.97	0.000
rbr_{t+1}	0.0003 (0.0002)	**-0.026 (0.008)**	-0.00004 (0.00003)	**0.957 (0.021)**	0.95	0.000
			panel D ： 1991 年 11 月〜2005 年 8 月			
e_{t+1}	**0.265 (0.081)**	0.367 (2.875)	**0.050 (0.015)**	-13.543 (10.445)	0.08	0.001
r_{t+1}	-0.002 (0.002)	0.064 (0.074)	-0.0007 (0.0006)	**-0.827 (0.290)**	0.13	0.000
$\log(D/P)_{t+1}$	**-0.293 (0.087)**	-2.273 (3.606)	**0.942 (0.015)**	**18.653 (10.481)**	0.95	0.000
rbr_{t+1}	**0.0004 (0.0002)**	**-0.016 (0.008)**	-0.00002 (0.00004)	**0.940 (0.029)**	0.94	0.000
			panel E ： 1994 年 2 月 〜2005 年 8 月			
e_{t+1}	**0.256 (0.077)**	2.679 (2.731)	**0.050 (0.015)**	**-45.632 (9.540)**	0.13	0.000
r_{t+1}	-0.003 (0.002)	-0.030 (0.080)	-0.001 (0.0007)	0.189 (0.336)	0.0002	0.407
$\log(D/P)_{t+1}$	**-0.240 (0.083)**	**-5.857 (3.255)**	**0.936 (0.014)**	**62.220 (13.168)**	0.96	0.000
rbr_{t+1}	0.0003 (0.0002)	-0.006 (0.007)	**-0.00007 (0.00003)**	**0.978 (0.050)**	0.92	0.000

e は月次の実質収益率の対数値，r は実質利子率，$\log(\frac{D}{P})$ は配当・株価比率の対数値，rbr は短期利子率変数で，定義は表 2.1 を参照．括弧内は標準誤差で，分散不均一を考慮した Newey-West の修正を施した値を報告している．太字は少なくとも 10% 水準で有意な係数を表している．最後の列では，R^2 とすべての係数がゼロであるという帰無仮説に関する F 検定の有意水準（p 値）を報告している．

表 2.4: 超過収益率に関する分散分解の結果（日本，VAR(1)）

サンプル期間	$Var(\upsilon_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d,\eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d,\eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r,\eta_e)$ シェア率	P_e	P_r
1970 年 2 月～2005 年 8 月	0.0016	0.0021	0.0001	0.0005	-0.0007	-0.0006	0.0002	1.8291	7.4099
		1.3342	0.0636	0.3243	-0.4566	-0.3744	0.1089		
		(0.013)	(0.0047)	(0.0052)	(0.0050)	(0.0049)	(0.0047)		
1970 年 2 月～1989 年 12 月	0.0012	0.0051	0.000238	0.0013	-0.001948	-0.0045	0.000966	3.0796	9.2519
		4.3772	0.2033	1.0934	-1.6614	-3.8361	0.8236		
		(0.1708)	(0.0088)	(0.0186)	(0.0143)	(0.0397)	(0.0099)		
1990 年 1 月～2005 年 8 月	0.0020	0.0005	0.000020	0.0017	0.0000	0.0002	-0.0003	4.0647	10.7200
		0.2401	0.0097	0.8255	-0.0156	0.0853	-0.1449		
		(0.0114)	(0.0108)	(0.0182)	(0.0108)	(0.0108)	(0.0109)		
1991 年 11 月～2005 年 8 月	0.0019	0.0005	0.000005	0.0011	0.000013	0.0003	-0.000005	3.5191	15.7530
		0.2751	0.0027	0.5827	0.0070	0.1350	-0.0025		
		(0.0132)	(0.0123)	(0.0164)	(0.0123)	(0.0123)	(0.0123)		
1994 年 2 月～2005 年 8 月	0.0016	0.0006	0.0000	0.0009	0.0000	0.0001	0.0000	3.2778	13.1650
		0.3662	0.0010	0.5825	0.0031	0.0550	-0.0077		
		0.0167	0.0147	0.0197	0.0147	0.0147	0.0147		

η_d ,η_r と η_e は将来の配当の支払に関する期待の見直し，将来の実質利子率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している．これらは VAR の体系を用いて計算している．詳細は (2.8) 式を参照の事．Var(η_d)， Var(η_r)， Var(η_e)， -2Cov(η_d,η_r)， -2Cov(η_d,η_e)， 2Cov(η_r,η_e) のシェア率は Var(υ_e) に対する比率として計算しているので，合計は 1 になる．表中における括弧内は，デルタ法を用いて計算したシェア率の分散を報告している．P_e と P_r はぞれぞれ超過収益率の持続性の指標 ((2.13) 式) と実質利子率の持続性の指標 ((2.14) 式) である．

表 2.5: 超過収益率に関する分散分解の結果（日本，VAR(4)）

サンプル期間	$Var(\upsilon_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d,\eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d,\eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r,\eta_e)$ シェア率	P_e	P_r
1970 年 2 月～2005 年 8 月	0.0015	0.0031	0.0001	0.0005	-0.0009	-0.0015	0.000247	1.0583	5.9494
		2.0339	0.0831	0.3086	-0.5984	-0.9908	0.1636		
		(0.0244)	(0.0048)	(0.0052)	(0.0052)	(0.0059)	(0.0048)		
1970 年 2 月～1989 年 12 月	0.0010	0.0037	0.0002	0.0007	-0.0014	-0.0028	0.0006	3.4118	6.1719
		3.5937	0.1934	0.6629	-1.3375	-2.7331	0.6207		
		(0.1194)	(0.0089)	(0.0124)	(0.0124)	(0.0246)	(0.0094)		
1990 年 1 月～2005 年 8 月	0.0018	0.0009	0.000031	0.0013	-0.000112	0.0000	-0.0003	0.9787	7.2780
		0.5101	0.0171	0.7160	-0.0619	-0.0232	-0.1580		
		(0.0136)	(0.0108)	(0.0164)	(0.0108)	(0.0108)	(0.0109)		
1991 年 11 月～2005 年 8 月	0.0016	0.0009	0.000006	0.0011	0.000047	-0.0004	-0.000053	1.0013	3.7641
		0.5540	0.0038	0.7023	0.0292	-0.2563	-0.0330		
		(0.0160)	(0.0123)	(0.0183)	(0.0123)	(0.0125)	(0.0123)		
1994 年 2 月～2005 年 8 月	0.0014	0.0012	0.000003	0.0008	0.000036	-0.0005	-0.000053	1.1263	2.5236
	1.0000	0.8246	0.0021	0.5569	0.0260	-0.3716	-0.0380		
	0.0000	0.0247	0.0147	0.0193	0.0147	0.0152	0.0147		

η_d ,η_r と η_e は将来の配当の支払に関する期待の見直し，将来の実質利子率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している．これらは VAR の体系を用いて計算している．詳細は (2.8) 式を参照の事．Var(η_d)， Var(η_r)， Var(η_e)， -2Cov(η_d,η_r)， -2Cov(η_d,η_e)， 2Cov(η_r,η_e) のシェア率は Var(υ_e) に対する比率として計算しているので，合計は 1 になる．表中における括弧内は，デルタ法を用いて計算したシェア率の分散を報告している．P_e と P_r はぞれぞれ超過収益率の持続性の指標 ((2.13) 式) と実質利子率の持続性の指標 ((2.14) 式) である．

表 2.7: 超過収益率に関する分散分解の結果（アメリカ，VAR(1)）

サンプル期間	$Var(\upsilon_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d,\eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d,\eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r,\eta_e)$ シェア率	P_e	P_r
1927 年 1 月～2004 年 5 月	0.00195	0.00120	0.00004	0.00018	-0.00013	0.00071	-0.00004	1.0548	6.25
		0.61447	0.02224	0.08972	-0.06709	0.36357	-0.02290		
		(0.0030)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)		
1927 年 1 月～1988 年 12 月	0.00215	0.00096	0.00010	0.00055	-0.00038	0.00118	-0.00027	1.7407	11.982
		0.44802	0.04813	0.25624	-0.17643	0.54799	-0.12394		
		(0.0032)	(0.0027)	(0.0029)	(0.0027)	(0.0029)	(0.0027)		
1970 年 2 月～2003 年 7 月	0.00130	0.00043	0.00026	0.00008	0.00063	-0.00007	-0.00003	0.91701	17.008
		0.33260	0.20162	0.05801	0.48324	-0.05031	-0.02515		
		(0.0056)	(0.0052)	(0.0050)	(0.0053)	(0.0050)	(0.0050)		
1993 年 9 月～2003 年 7 月	0.00127	0.00003	0.00001	0.00147	-0.00001	-0.00022	-0.00002	5.9266	3.9721
		0.02492	0.00938	1.16220	-0.00859	-0.17291	-0.01500		
		(0.0172)	(0.0172)	(0.0405)	(0.0172)	(0.0174)	(0.0172)		

η_d ,η_r と η_e は将来の配当の支払に関する期待の見直し，将来の実質利子率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している．これらは VAR の体系を用いて計算している．詳細は (2.8) 式を参照の事．Var(η_d)， Var(η_r)， Var(η_e)， -2Cov(η_d,η_r)， -2Cov(η_d,η_e)， 2Cov(η_r,η_e) のシェア率は Var(υ_e) に対する比率として計算しているので，合計は 1 になる．表中における括弧内は，デルタ法を用いて計算したシェア率の分散を報告している．P_e と P_r はぞれぞれ超過収益率の持続性の指標 ((2.13) 式) と実質利子率の持続性の指標 ((2.14) 式) である．

PERMANENT AND TRANSITORY COMPONENTS OF GNP AND STOCK PRICES*

JOHN H. COCHRANE

This paper uses two-variable autoregressions to characterize transitory components in GNP and stock prices. Shocks to GNP holding consumption constant are almost entirely transitory, and account for large fractions of the variance of GNP growth. If consumption does not change, consumers must think that any GNP change is transitory. The facts that the consumption/GNP ratio forecasts GNP growth and that consumption is nearly a random walk drive this result. An implication is that consumption provides a good estimate of the "trend" in GNP. Prices and dividends behave similarly: shocks to prices holding dividends constant are almost entirely transitory.

I. INTRODUCTION

A recent voluminous literature has examined the long-run properties of GNP and stock prices, with surprising results. One would expect that GNP reverts to "potential GNP" or some other trend following a shock. Yet many studies have found no mean-reversion, especially in postwar U. S. GNP.[1] This view obviously challenges a broad spectrum of macroeconomic theories designed to produce and understand transitory fluctuations.

Conventional wisdom once held that stock prices are random walks (martingales) that display *no* mean-reversion. Yet a large number of recent studies have instead *found* mean-reversion or transitory components in stock prices.[2] Depending on the author's tastes, these findings are interpreted as evidence for "fads"—irrational investor behavior—or as evidence for as-yet unmodeled time-variation in real investment opportunities.

To examine long-run properties of GNP and stock prices, I focus on simple two-variable autoregressions: GNP and consump-

*I thank Olivier Blanchard, John Campbell, Frank Diebold, Lars Hansen, John Huizinga, Robert Lucas, Guillermo Mondino, Mark Watson, James Stock, Michael Woodford, referees, and especially Eugene Fama for helpful comments. Two drafts of this paper were completed while I was a Visiting Scholar at the Hoover Institution, whose hospitality I gratefully acknowledge. This research was partially supported by a grant from the National Science Foundation and by the Graduate School of Business at the University of Chicago.

1. This view has a long history, starting at least with Fisher [1925] and McCulloch [1975]. More recently, among others, see Nelson and Plosser [1982], Campbell and Mankiw [1987], and Cogley [1990]. Clark [1987] and Cochrane [1988] find some evidence for univariate mean reversion in GNP, but they are the exception.

2. Fama [1991] reviews predictability of stock returns.

The Quarterly Journal of Economics, February 1994

shocks as "discount rate" shocks and the dividends shocks as "earnings" shocks.

II. MEASURING THE PERSISTENCE OF GNP SHOCKS IN POSTWAR U. S. DATA

A. VAR and Impulse-Response Functions

Table I presents a vector autoregression of log GNP and log nondurable + services consumption growth on their lags and the lagged log consumption/GNP ratio. It also presents a univariate

TABLE I
CONSUMPTION AND GNP REGRESSIONS

y_t denotes log real GNP. c_t denotes log nondurable + services consumption. Δ denotes first differences, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Data sample 1947:1–1989:3.

1. Vector autoregression

Left-hand variable	Right-hand variable						R^2
	const.	$c_{t-1} - y_{t-1}$	Δc_{t-1}	Δc_{t-2}	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}	p-value[b]
Δc_t coeff.	−0.43	−0.02	0.07	−0.02	0.09	−0.02	0.06
t-stat.	−0.49	−1.23	0.90	−0.19	1.91	−0.40	0.7
p-value[a] (percent)		0.29					
Δy_t coeff.	5.19	0.08	0.52	0.16	0.22	0.14	0.27
t-stat.	3.49	3.45	3.81	1.12	2.74	1.89	0.0
p-value[a] (percent)		1.8					

2. Variance decomposition

	Variance of			
Due to	Δc_t	Δy_t	$\Delta c_t - E_{t-1}\Delta c_t$	$\Delta y_t - E_{t-1}\Delta y_t$
"Permanent" c shock	97	30	100	15
"Temporary" y shock	3	70	0	85

3. Univariate autoregression

Left-hand variable	Right-hand variable					R^2
Δy_t	const.	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}	Δy_{t-3}	Δy_{t-4}	p-value[b]
Coefficient	0.56	0.33	0.19	−0.11	−0.11	0.18
t-statistic	4.82	4.17	2.39	−1.37	−1.36	0.0

a. Percent of replications with a coefficient farther from 0, under the null that the coefficient = 0 and c/y has a unit root (bootstrap).

b. Percent probability value of an F-test for the joint significance of the right-hand variables.

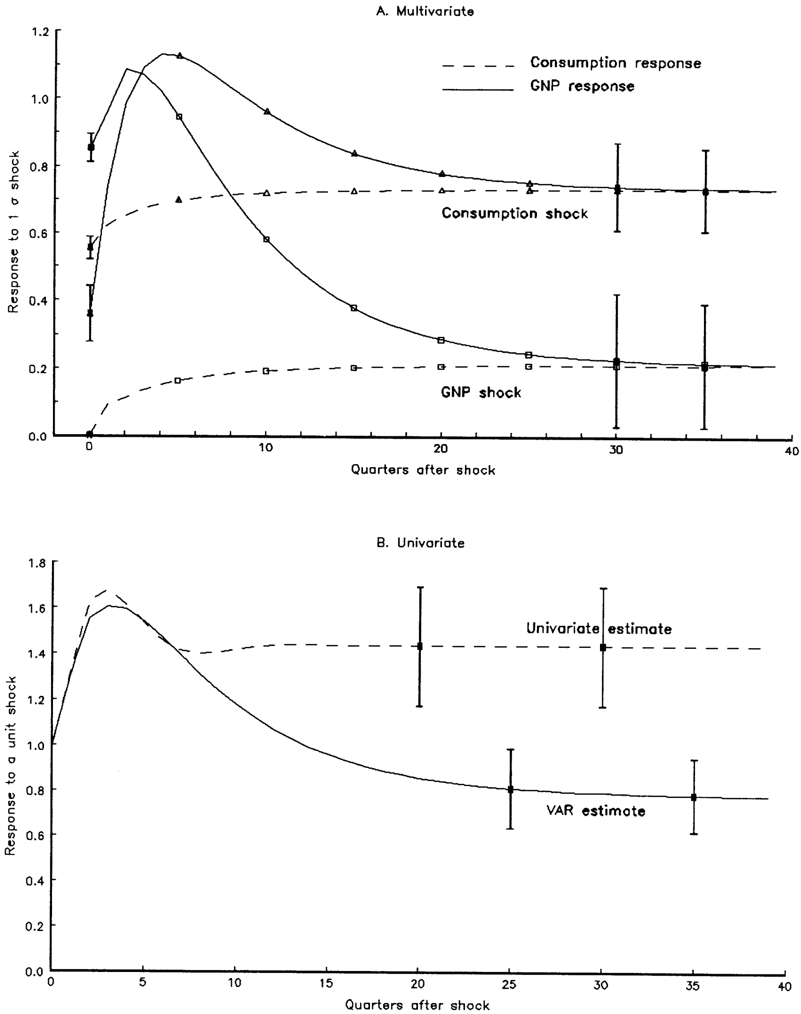


FIGURE I

Impulse-Response Functions for Consumption and GNP

Top panel: Response of consumption (c) and GNP (y) to one-standard-deviation shocks in the consumption-GNP VAR (Table I).

Bottom panel: Response of GNP to a unit univariate GNP shock. The "univariate estimate" is based on the regression of GNP growth on past GNP growth, panel 3 of Table I; the "VAR estimate" is based on the consumption-GNP VAR, panel 1 of Table I.

Bars show bootstrap one standard error bands.

TABLE II
DIVIDEND AND PRICE REGRESSIONS

d_t denotes log dividends and p_t denotes log price (cumulated return) on the value-weighted NYSE portfolio. Δ denotes first difference; Δp is the log return. Data sample 1927–1988.

1. Vector autoregression

Left-hand variable	Right-hand variable						R^2
	const.	$d_{t-1} - p_{t-1}$	Δd_{t-1}	Δd_{t-2}	Δp_{t-1}	Δp_{t-2}	p-value[b]
Δd_t coeff.	20.01	0.038	0.046	0.062	−0.082	0.040	0.038
t-stat.	0.78	0.47	0.25	0.34	−0.65	0.32	32.0
p-value[a] (percent)		20.7					
Δp_t coeff.	78.65	0.225	0.060	−0.086	0.114	−0.090	0.140
t-stat.	2.34	2.11	0.25	−0.36	0.68	−0.55	1.2
p-value[a] (percent)		9.9					

2. Variance decomposition

	Variance of			
Due to	Δd_t	Δp_t	$\Delta d_t - E_{t-1}\Delta d_t$	$\Delta p_t - E_{t-1}\Delta p_t$
"Permanent" d shock	99	43	100	45
"Temporary" p shock	1	57	0	55

3. Univariate autoregression

Left-hand variable	Right-hand variable					R^2
Δp_t	const.	Δp_{t-1}	Δp_{t-2}	Δp_{t-3}	Δp_{t-4}	p-value[b]
Coefficient	11.91	0.075	−0.179	0.015	−0.18	.061
t-statistic	3.46	0.57	−1.37	0.12	−1.37	49.7

a. Percent of replications with a coefficient farther from 0, under the null that the coefficient = 0 and d/p has a unit root (bootstrap).
b. Percent probability value of an F-test for the joint significance of the right-hand variables.

The R^2 of the dividend growth forecasting regression is lower than the R^2 of the return forecasting regression, and the bivariate return regression has a higher R^2 than the univariate return

In postwar data the dividend/price ratio forecasts both returns and dividend growth more strongly. The t-statistics rise from 2.11 to 4.00, and 0.78 to 2.71 respectively. Fama and French [1988b] and Hodrick [1992] also find more statistically significant forecasts of returns from dividend/price ratios in postwar data. Given this evidence, the strong a priori reasons to believe the dividend/price ratio is stationary, and the dangers noted above of pretesting for unit roots, I assume the dividend/price ratio is stationary and proceed to study the implications of this assumption.

where $\mu \equiv E(\Delta y)$. Figure II presents log GNP and the Beveridge-Nelson stochastic trend, constructed from the estimated consumption-GNP VAR of Table I (see the Appendix for construction). This stochastic trend responds to long-run movements in GNP growth

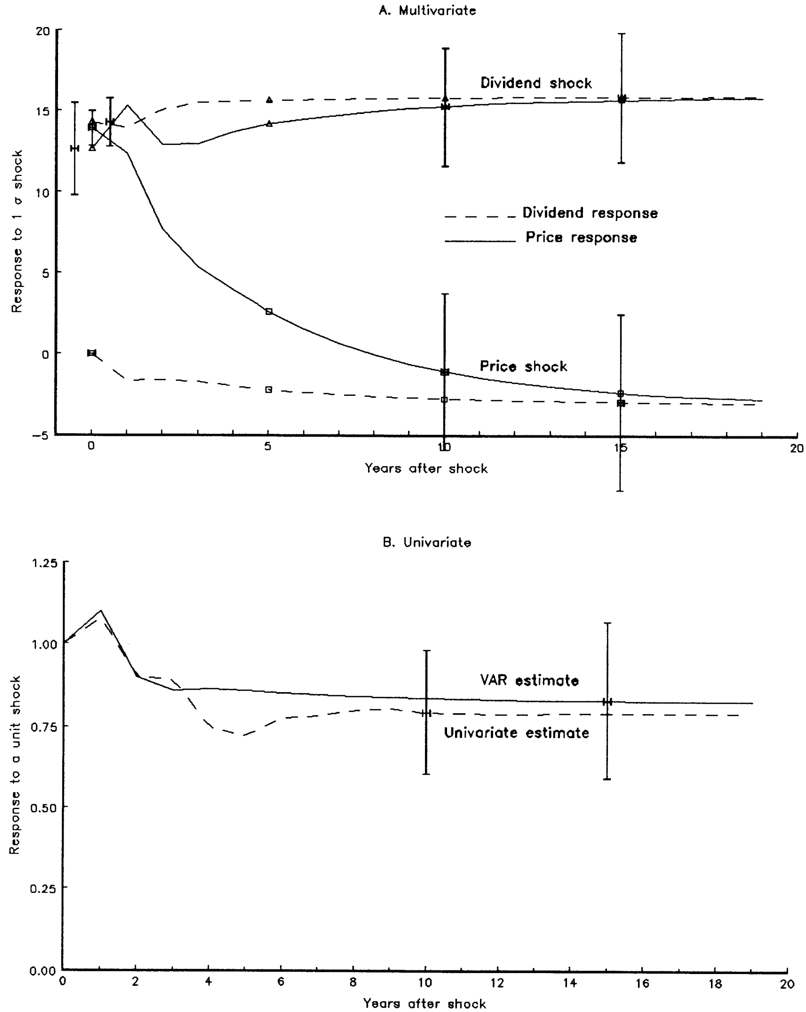


FIGURE II
Beveridge-Nelson GNP Trend and Consumption

The "VAR trend" is the Beveridge-Nelson [1981] trend calculated from the consumption-GNP VAR (Table I) as GNP plus all expected future above-average growth in GNP. "CN&S + Mean Ratio" gives log nondurable + services consumption plus the mean log GNP/consumption ratio. The graph is limited to 1963–1990 for clarity.

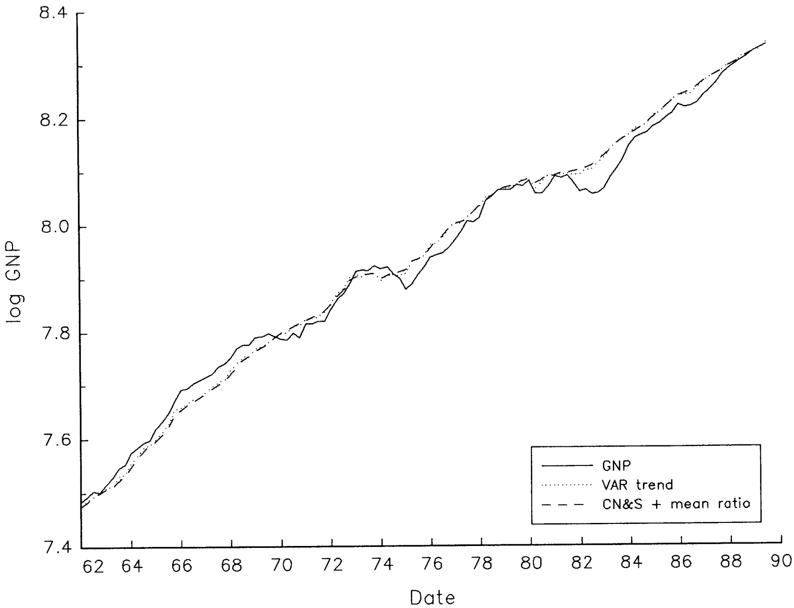


FIGURE III
Impulse-Response Functions for Dividends and Prices

Top panel: Response of dividends (d) and prices (p) to one-standard-deviation shocks in the dividend-price VAR (Table II).

Bottom panel: Response of price to a unit univariate price shock. The "univariate estimate" is based on the regression of returns on past returns, panel 3 of Table II; the "VAR estimate" is based on the dividend-price VAR, panel 1 of Table II.

Bars show bootstrap one-standard-error bands.

regression. Dividends look a lot like a random walk, as do returns when regressed only on lagged returns.[15]

The top panel of Figure III presents VAR impulse-response functions. The pattern is similar to that of the consumption-GNP impulse-response in Figure I. In response to a dividend shock, prices and dividends move immediately to their long-run values. On the other hand, a price shock with no movement in dividends

15. The return forecasting literature has focused on long-horizon returns. One can infer long-horizon properties from a VAR. (See Hodrick [1992].) The long-horizon return R^2 implied by the VAR in Table II rises to a peak of 0.24 at a seven-year horizon and then gradually declines back to 0.15 at a twenty-year horizon. Again, greater predictability occurs in the postwar sample. The variance decomposition also varies with horizon. Since the dividend shock is permanent, it gradually accounts for more of the variance of longer-horizon dividend growth and returns.