

Discussion Paper Series A No.486

日本における **Consumption-Wealth Ratio** の安定性

青 野 幸 平

(一橋大学大学院経済学研究科博士課程)

祝 迫 得 夫

(一橋大学経済研究所)

2006年9月

The Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan

日本における Consumption-Wealth Ratio の安定性

青野幸平*

祝迫得夫†

2006年9月3日

1 はじめに

近年のファイナンス・マクロの分析における「消費と資産の比率 (Consumption-Wealth Ratio ; 以下, “cay” 系列)」を用いた分析は, Lattue and Ludvigson (2001a, 2001b, 2004) の一連の研究に始まる。アメリカのデータを用いた彼らのオリジナルの研究では, “cay” 系列が株式収益率などの変数に対して, 時系列・クロスセクションの両面において強い予測力/説明能力をもつことが報告されている。さらに近年では, より一般的に “cay” 系列を, GDP などのマクロ変数の予測にも利用する分析が増えてきており, アメリカ経済のマクロ時系列分析における, この系列の重要性については一定のコンセンサスが得られている。それを踏まえた上で, この変数の重要性について, 日本のデータを用いて分析した研究が Aono and Iwaisako (2006) である。Aono and Iwaisako (2006) では, Lattue and Ludvigson(2001a) に出来るだけ沿う形で日本における “cay” 系列を計算し, 日本経済の分析に利用している。このノートの目的は, 我々の日本における “cay” 系列の作成方法に関する詳細を記述するとともに, Aono and Iwaisako (2006) の中で十分に議論する事が出来なかった, “cay” 系列の安定性について議論することである。また, このノートにおいて議論する “cay” 系列は祝迫のホームページ¹上に公開している。

本稿での議論の進め方は以下の通りである。2節で, “cay” 系列についての理論的な整理を行った上で, いくつかのサンプルにおける “cay” 系列の安定性について議論する。その際に, 共和分関係の構造変化についてのテストを行い, その結果についても考察する。3節では「資産」の定義の拡張についての考察を行う。具体的には, 2節を通して「資産」として利用するのは「金融資産」だけであるが, 実際には, 金融資産に加えて実物資産としての「土地」が日本では重要な資産として考えられている。そのことを考慮し, 土地のデータを含めて形で “cay” 系列の安定性について議論する。5節は本稿の結論である。

2 Consumption-Wealth Ratio の推定

この節では, 最初に日本の “cay” 系列の推定に利用するデータの詳細と, 推定方法についての解説をする。そのうえで, 時期が異なるいくつかのサンプルについて “cay” 系列を推定し, その安定性について議論する。

*一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程。E-mail:ged2102@srv.cc.hit-u.ac.jp

†一橋大学経済研究所助教授。E-mail:iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

¹<http://www.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/research/member/iwaisako.html>

まず本稿では Lettau and Ludvigson(2001a) に従い、対数をとった Consumption-Wealth ratio, “cay” を下記のように定義する。

$$cay_t \equiv c_t - \omega a_t - (1 - \omega)y_t \quad (1)$$

ここで、 c_t は消費の対数値、 a_t は金融資産の対数値、 y_t は労働所得の対数値である。また、 ω は家計の総資産内の「金融資産」と「人的資産」の構成比である。ここでは、Lettau and Ludvigson(2001a) などと同様に、観察出来ない「人的資産」を、現在の「労働所得」で代替する。²また、経済理論上の「消費」とデータ上の「消費支出」の乖離の問題を回避するために、消費データとして「非耐久財」と「サービス」の合計から「被服・履物」を除いたデータを利用する。この定義に基づく消費の対数値を $c_{n,t}$ とし、経済理論上の総消費 c_t との間に $c_t = \lambda c_{n,t}$, $\lambda > 1$ という比例関係を仮定する。この関係と (1) 式より、 $c_{n,t}$, a_t , y_t の 3 変数間には、 $[1, -(\frac{1}{\lambda})\omega, -(\frac{1}{\lambda})(1 - \omega)]$ という共和分ベクトルが存在するものと考えられる。ここで、 $\beta_a = (\frac{1}{\lambda})$, $\beta_y = (\frac{1}{\lambda})(1 - \omega)$ と定義し、実際には、この β_a と β_y を推計する事になる。

β_a と β_y の推計には、Stock and Watson (1993) の提唱した動学的最小二乗法 (DLS) を用いる³。この手法は、変数が複数存在する際に最適な共和分パラメータを推計することができる手法である。具体的には、OLS によって

$$c_{n,t} = \alpha + \beta_a a_t + \beta_y y_t + \sum_{i=-k}^{i=k} b_{a,i} \Delta a_{t-i} + \sum_{i=-k}^{i=k} b_{y,i} \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

という式を推計する。ただし Δ は、一階差分をとる演算子である。この推計式から得られた、 β_a と β_y の推計値を用いて、対数消費資産比率の計算されたトレンドからの乖離 \hat{cay} を以下のように定義する。

$$\hat{cay} \equiv c_{n,t} - \hat{\beta}_a a_t - \hat{\beta}_y y_t \quad (3)$$

ただし、“hat”の記号は、変数が推定値であることを示している。

2.1 データ

次に本小節では、推定に利用するデータの詳細について説明する。

消費データは、「非耐久財」と「サービス」から「被服・履物」を除いた消費支出を利用⁴する。これらのデータは、内閣府が発行している『国民経済計算年報』から得ており、サンプルの最初は 1970 年第 1 四半期である。金融資産のデータは、日本銀行が公表している『資金循環表』の個人部門における、現預金・CD・信託・投資信託・保険と有価証券の合計であり、サンプルの最初は 1964 年第 4 四半期である。労働所得のデータは、内閣府が発行している『国民経済計算年報』における「雇用者所得」を利用している。サンプルの最初は 1970 年第 1 四半期である。これら 3 つの系列について、我々は Eviews の X-12 を用いて季節調整を行い、その上で、消費データに関しては各消費のデフレータを利用し、金融資産データと労働所得データは GDP デフレータを利用し、実質化している。

²この“cay”の定義の詳細な導出については Lettau and Ludvigson(2001a) や Aono and Iwaisako(2006) を参照の事。

³本稿では Lettau and Ludvigson(2001a) にならいうラグは 8 期を採用している。筆者達は、このラグ値を変更しても β の推定値に大きな変化がない事を確認している。

⁴Aono and Iwaisako(2006) では、本稿での定義に基づく消費データ以外に、『国民経済計算年報』における「国内家計最終消費」も用いている。

『国民経済計算年報』と『資金循環表』のデータについては、「68SNA」から「93SNA」への移行に伴うデータの不連続性の問題がある。「68SNA」基準での統計は1999年を最後に計算がストップしており、逆に「93SNA」基準での統計は1980年までしか過去へ遡ることができない。我々はこの問題点に対処する為に、「68SNA」基準の各データについて成長率を計算し、その成長率を利用して「93SNA」のデータを1970年（金融資産のデータは1964年）まで遡及する（過去へ延長する）という方法をとっている。この方法の妥当性をチェックするために、消費と所得に関して「68SNA」基準のデータと「93SNA」基準のデータが重複している期間について、両者の成長率計算した。その結果、二つのデータとも「68SNA」と「93SNA」の相関係数が0.9以上であることが確認された。一方、金融資産のデータは、厳密に言うと「68SNA」が個人の資金循環表であるのに対し、「93SNA」は家計の資金循環表になっている。また、重複している期間が1997年第4四半期から1998年第4四半期までの5期間に限定されているため、相関係数は水準では0.36、成長率では0.89と、消費・所得と比較するとあまり高くない。

2.2 サンプル期間についての考察

本節では、前節までに説明してきたデータと推定方法を利用して、2つのサンプル期間について実際に推定された“cay”系列について報告する。第1のサンプル期間は、すべてのデータが揃う1970年第1四半期から2003年第1四半期までである。第2のサンプル期間は、1973年に発生した石油危機の影響を排除する為に、石油危機以後に期間を限定したサンプルであり、具体的なサンプル期間は1975年第1四半期から2003年第1四半期までである。

2.2.1 1970年からのサンプル

まず、1970年第1四半期から2003年第1四半期までのデータを用いた推定結果と、そこから作成された“cay”系列について議論する。最初に、このサンプル期間における消費・金融資産・所得のすべてのデータが $I(1)$ 系列であることを確認した上で、この3変数についてJohansen(1988,1991)の方法による共和分検定を行った⁵。表1では、データには線形トレンドを仮定し、共和分関係には定数項のみを仮定したJohansen検定の結果が報告されている。JohansenのL-max統計量によると、消費・金融資産・所得の間に少なくとも1個の共和分関係が確認出来る。また、2個以上の共和分関係については、基本的には確認することは出来ない⁶。この結果は、Lettau and Ludvigson(2001a)に報告されているアメリカでの結果と同様の結論である。次に、JohansenのTrace統計量によっても、消費・金融資産・所得の間に少なくとも1個の共和分関係が確認出来る。また、2個以上の共和分関係については、基本的には確認することは出来ない⁷。従って、日本のデータにおける3変数間の共和分関係に関する証拠は、統計的には必ずしも十分とは言えない。しかし、それでもLettau and Ludvigson(2001a)に報告されているアメリカでの結果⁸よりも、頑健に共和分関係を確認出来る事になった。

消費・金融資産・所得の3変数間に共和分関係の存在を前提として、次に共和分モデルの(2)式を推定した結果が下記である。

⁵単位根検定の結果は、本稿では報告していない。

⁶ラグ値を3に特定化すると、2個の共和分関係が確認出来た。

⁷今回も、ラグ値を3に特定化した時のみ、2個の共和分関係が確認出来た。

⁸Lettau and Ludvigson(2001a)では、JohansenのTrace統計量に基づく共和分検定を用いると、共和分関係は確認されない、と報告されている。

$$c_t = \begin{matrix} 3.2565 & + & 0.3125a_t & + & 0.2242y_t \\ (17.481) & & (9.677) & & (3.745) \end{matrix} \quad (4)$$

係数の推計値の下の括弧内には t 値が報告されている．この推計値と (3) 式を利用し “cay” 系列は下記の計算で求める．

$$\hat{cay} \equiv c_{n,t} - 0.3125a_t - 0.2242y_t - 3.2565$$

また図 1 には，この式で計算された “cay” 系列が描かれている．

前述したが，本稿では「68SNA」基準の金融資産データについて成長率を計算し，その成長率を利用して「93SNA」の金融資産データを 1964 年まで遡及する（過去へ延長する）という方法をとっている．しかし，金融資産データにこの方法を適用することは慎重を期する必要がある．すでに，重複している期間の相関係数による妥当性はチェックしたが，他のデータに比べると，相関が低い為に若干不安が残る．そこで，金融資産について「93SNA」基準の金融資産データについて成長率を計算し，その成長率を利用して「68SNA」の金融資産データを 2004 年まで延長するという方法で計算されるデータを用いた計算も行った．結果は下記である．

$$c_t = \begin{matrix} 3.2456 & + & 0.3107a_t & + & 0.2298y_t \\ (17.842) & & (9.823) & & (3.950) \end{matrix} \quad (5)$$

係数の推計値の下の括弧内には t 値が報告されている．図 2 は (4) 式を利用して計算された “cay” と (5) 式を利用して計算された “cay” を比較している，この結果，両者に大きな差がない事が確認出来る．従って以下では「68SNA」基準の金融資産データについて成長率を計算し，その成長率を利用して「93SNA」の金融資産データを 1964 年まで遡及する（過去へ延長する）という方法で計算した金融資産のデータを利用して分析を行っていく．

2.2.2 1975 年からのサンプル

次に，第一次石油危機後の 1975 年第 1 四半期からのデータを用いた推計結果と，それにより計算された “cay” 系列について報告する．2.2.1 節での分析と同様に，このサンプル期間における消費・金融資産・所得のすべてのデータが $I(1)$ 系列であることを確認した上で，この 3 変数について，同様の共和分検定を行った．その結果が表 2 にまとめられている．表 1 と比較しても，基本的な結果は変わっていない．つまり，消費・金融資産・所得の 3 変数間に，少なくとも 1 個の共和分関係が確認出来た．

2.2.1 節と同様に共和分モデル，(2) 式を推定した結果が下記である．

$$c_t = \begin{matrix} 3.011 & + & 0.2472a_t & + & 0.3426y_t \\ (4.520) & & (3.383) & & (2.108) \end{matrix} \quad (6)$$

係数の推計値の下の括弧内には t 値が報告されている．図 3 には，これらの推計値を利用して推計された “cay” 系列が描かれている．

2.3 構造変化のテスト

2.2 節の分析で，“cay”系列における石油危機の影響はそれほど大きくない事が確認された．しかし慎重を期して，統計学的な手法によって Consumption-Wealth Ratio の安定性の問題を，もう少し丁寧に検討しておこう．そのために我々は，Gregory-Hansen の方法による共和分関係自体の構造変化のテストを行った．その結果に基づいてサンプルを分割し，さらに“cay”系列を再推計する．

表 3 に，1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期までの全サンプル・データを用いた Gregory-Hansen テストの結果を報告している．ADF 統計量を用いると 1989 年第 3 四半期に， Z_t 統計量を用いると 1980 年第 2 四半期にそれぞれ構造変化が有意に検出される．そこで，それぞれの構造変化点以降のサンプルで共和分モデルの推定と“cay”系列の推計⁹を行う．

最初に 1980 年第 2 四半期以降の，サブサンプル・データを利用した推計結果は以下のようになった．

$$c_t = 2.2362 + 0.2900a_t + 0.3468y_t \quad (7)$$

(5.235) (5.241) (2.985)

次に 1989 年第 3 四半期以降のサブサンプル・データを利用した推計結果は以下のようになった．

$$c_t = 4.5227 + 0.4971a_t - 0.1633y_t \quad (8)$$

(6.590) (4.556) (-0.812)

図 4 には，2.3 節においてそれぞれのサブサンプルのデータを使って計算された 2 つの“cay”系列が描かれている．

図 1 と図 4 に描かれている 2 つの“cay”系列を比較すると，水準には差が観察されるものの短期的な変動の方向性は，互いに良く似ている事が確認できる．また，表 4 では，本節において推計した 4 つの“cay”系列の相関係数が高い事が報告されているが，それらの値はかなり高い水準を示している．以上の議論から，日本における Consumption-Wealth Ratio は，本稿の全サンプル期間（1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期）において比較的安定的であったと結論づけて良いだろう．

3 土地データについての考察

ここまでは，Lattue and Ludvigson (2001a, 2001b, 2004) のアメリカについての研究と同じく，金融資産のみを家計の資産のデータと利用して議論を行ってきた．しかし，資産としての土地の役割は重要であり，特に日本についてはそのことが言える．そこで本節では，土地データを考慮した Consumption-Wealth Ratio のデータ作成と系列の安定性について議論する．

⁹本稿では報告しないが，両方のサンプル期間において単位根検定・共和分検定を行い，それぞれパスしている．

3.1 土地データ

本稿では、2つの土地データを利用した分析を行う。一つはGDP統計の国富の中の土地資産の値を利用したものであり、もう一つは日本不動産研究所が公表している「市街地価格指数」による分析である。ただし前者は年次データで、後者は6ヶ月ごとのデータであるため、それぞれのデータをスプライン補間する事で四半期データにしている。

3.1.1 GDP統計の国富データを用いた分析

まずGDP統計の国富の中の土地資産、すなわち「再生産不可能有形資産（有形非生産資産）」の年次データをスプライン補間して作成した四半期データと2節での金融資産データを合計したものを総資産 (tw_t) と定義し、全サンプルについての消費・総資産・所得の共和分モデルを推計する¹⁰。

$$c_t = \begin{matrix} 3.3092 \\ (10.731) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.3284tw_t \\ (7.060) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.1932y_t \\ (2.108) \end{matrix} \quad (9)$$

この結果から計算された“cay”系列が、図5に描かれている。

次に、消費・総資産・所得データ間の共和分関係について、構造変化の可能性を考察する為に2.3節と同様にGregory-Hansenテストを実施した。結果は表5である。ADF統計量を用いると1991年第3四半期に、 Z_t 統計量を用いると1990年第4四半期にそれぞれ構造変化が有意に検出される。そこで、1990年第4四半期以降のサンプルと1991年第3四半期以降のサンプルで“cay”系列を推計¹¹する。

1990年第4四半期からのサンプルを用いた“cay”系列の推定結果は

$$c_t = \begin{matrix} 4.6371 \\ (12.747) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.2567tw_t \\ (2.552) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.1776y_t \\ (1.143) \end{matrix} \quad (10)$$

1991年第3四半期からのサンプルを用いた“cay”系列の推計結果は以下のとおりである。

$$c_t = \begin{matrix} 4.8672 \\ (14.476) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.0473tw_t \\ (0.343) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.4645y_t \\ (2.263) \end{matrix} \quad (11)$$

図6には、本小節において(3)式を利用して推計された2つの“cay”系列が描かれている。

図5と図6に描かれている2つの“cay”系列を比較すると、土地を含まないケースと同じく、水準には差が観察されるものの短期的変動の方向は互いに良く似ている事が確認出来る。実際、表6では、本小節において推計した3つの“cay”系列の相関係数が高い事を報告している。以上の議論から、土地を含んだ総資産を用いた、日本におけるConsumption-Wealth Ratioも、本稿の全サンプル期間（1970年第1四半期から2003年第1四半期）において安定的であったと結論づけて良いだろう。

¹⁰単位根検定・共和分検定についてはパスしている。

¹¹本稿では報告しないが、両方のサンプル期間において単位根検定・共和分検定を行い、それぞれパスしている。

3.1.2 市街地価格指数を用いた分析

次に日本不動産研究所が発表している「市街地価格指数」のうち、全国平均・全用途別平均の指数について、6ヶ月ごとのデータをスプライン補間して作成した四半期データを用いた分析を行う。ただし、「市街地価格指数(全国・平均)」は指数であるために、2節での金融資産データと合計することは出来ない。そこで、消費・金融資産・所得・市街地価格指数(lw_t)の4変数について共和分関係を考察し、“cay”系列を推計¹²する。ここでもサンプル期間は1970年第1四半期から2003年第1四半期である。

$$c_t = \begin{matrix} 3.0722 \\ (15.152) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.3070a_t \\ (6.299) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.2597y_t \\ (3.249) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.0273lw_t \\ (-1.054) \end{matrix} \quad (12)$$

図7に、この推計結果を利用して計算された“cay”系列が描かれている。

次に、消費・金融資産・所得・市街地価格指数データ間における共和分関係について、構造変化の可能性を考察する為、2.3節と同様に Gregory-Hansen テストを実施した。結果は表7である。ADF 統計量を用いると1980年第1四半期に、 Z_t 統計量を用いると1980年第2四半期にそれぞれ構造変化が有意に検出される。そこで、1980年第2四半期以降のサンプルで“cay”系列を推計¹³する。

1980年第2四半期からのサンプルを用いた“cay”系列の推定結果は

$$c_t = \begin{matrix} 2.9053 \\ (4.330) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.3614a_t \\ (2.489) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.1799y_t \\ (0.702) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.0059lw_t \\ (0.115) \end{matrix} \quad (13)$$

図8には、本小節において(3)式を利用して推計された“cay”系列が描かれている。

図7と図8に描かれている2つの“cay”系列を比較すると、水準には差が観察されるものの短期的な変動の方向性は良く似ている事が確認出来る。実際、表8では、本小節において推計した2つの“cay”系列の相関係数が高い事を報告している。

ここまで議論してきたように、日本における Consumption-Wealth Ratio の安定性については、総資産や市街地価格指数を利用して、土地データを考慮しても変わらない事を確認出来た。最後に、金融資産、総資産と市街地価格指数を利用して計算された、“cay”の比較を図9で行っている。図9に描かれている3つの“cay”系列を比較すると、水準には差が観察されるものの、動きは良く似ている事が確認出来る。実際、表9では、資産の定義の異なる3つの“cay”の相関係数が高い事が報告されている。以上から、時系列分析において、GDP 統計中の土地データを総資産に含めたり、市街地価格指数を考慮した“cay”系列を利用しても結果に大きな変化はない。しかし、クロスセクション分析においては、ある程度長い期間をとった平均の水準の差が重要な意味を持つ事になる。その為、GDP 統計中の土地データを金融資産に含めたり、市街地価格指数を考慮した“cay”系列を利用する事が重要になる。この点は、Aono and Iwaisako(2006)における重要な論点の1つである。

¹²単位根検定・共和分検定についてはパスしている。

¹³本稿では報告しないが、サンプル期間において単位根検定・共和分検定を行い、それぞれパスしている。

4 公表しているデータ

本節では、祝迫のホームページ (<http://www.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/research/member/iwaisako.html>) において、公表しているデータについて説明する。

公表しているデータは、消費、金融資産、GDP 統計の国富データ、市街地価格指数、労働所得と本稿において説明している3種類の“cay”系列である。“cay”系列については、1970年からのサンプルと1975年からのサンプルの2種類を公表している。

最後に、公表している“cay”系列の中で、本稿で言及していない“cay”系列に関連する共和分関係の推計結果について、報告しておく。1975年からのサンプルで、資産として金融資産とGDP統計の国富データを用いた推計結果は、

$$c_t = 1.9813 + 0.1485tw_t + 0.5768y_t \quad (14)$$

(2.459) (1.649) (2.874)

である。また、1975年からのサンプルで、資産として金融資産と市街地価格指数を用いた推計結果は、

$$c_t = 2.7859 + 0.2455a_t + 0.3702y_t - 0.0137lw_t \quad (15)$$

(3.272) (2.442) (1.673) (-0.479)

である。

5 結論

本稿では、Aono and Iwaisako(2006)での日本の Consumption-Wealth Ratio データの構築方法と、得られた“cay”系列の安定性について、いくつかの観点から議論した。サンプル期間の違いによる安定性について議論し、次に、石油危機の影響を取り除くためのサブサンプル期間と、共和分関係の構造変化テストによるサンプル期間について分析し、フルサンプル期間での Consumption-Wealth Ratio と大きく変わらない事を確認した。次に、資産に「土地」を加えた分析を行った。土地のデータとして、『国民経済計算年報』の再生産不可能有形資産（有形非生産資産）と日本不動産研究所の「市街地価格指数（全国・全用途平均）」を利用した分析を行った。このケースにおける共和分関係の構造変化後のサンプル期間についても、日本の Consumption-Wealth Ratio に大きな違いはない事を確認した。

また、資産の定義の違いによる“cay”系列の安定性について考察した。図9に描かれている、3つの定義による“cay”系列と表9に報告されている相関係数より、「水準」には若干の違いがあるものの、「動き」は良く似ている。その為に、時系列分析では、3つの定義による“cay”系列の差は大きくないが、クロスセクション分析では、3つの定義による“cay”系列の差は重要になる。また本稿の分析で利用した、これら3つの定義による“cay”系列は、祝迫のホームページ (<http://www.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/research/member/iwaisako.html>) よりダウンロードする事が可能である。

以上より、日本の Consumption-Wealth Ratio は、サンプル期間・土地の考慮によって短期的変動の性質が、大きく変わることはなく、その意味において安定的であると言って良いだろう。よって、日本における“cay”系列は、様々な分析に利用出来る指標になりえる事になる。今後、この指標を利用して、日本経済における様々な分析をする事を課題に挙げ、本稿を終える事にする。

参考文献

- [1] Aono, Kohei and Tokuo Iwaisako(2006),“ Consumption-Wealth Ratio and Japanese Stock Market ”, 平成 18 年度日本ファイナンス学会発表論文
- [2] Gregory, Allan and Bruce E. Hansen(1996),“ Residual-based test for cointegration in models with regime shifts,” *Journal of Econometrics* 70, pp.99-126
- [3] Johansen, Soren(1988),“ Statistical analysis of cointegrating vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp.231-254
- [4] Johansen, Soren(1991),“ Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models,” *Econometrica* 56, pp.1551-1580
- [5] Lettau, Martin and Sydney Ludvigson (2001a),“ Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns,” *The Journal of Finance* 56(3), pp.815-849
- [6] Lettau, Martin and Sydney Ludvigson (2001b),“ Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying,” *Journal of Political Economy* 109(6), December, pp.1238-1287
- [7] Lettau, Martin and Sydney Ludvigson (2004),“ Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption,” *American Economic Review* 94(1), March, pp.279-299
- [8] Stock, James and Mark Watson(1993),“ A Simple Estimator of Cointegrating Vectors,” *Econometrica* 55, pp.113-144

表 1: 1970 年からのサンプルの共和分検定 (金融資産のみ)

L-Max		Trace		$H_0 = r$
Test Statistic	95% CV	Test Statistic	95% CV	r =
Panel A : Lag in VAR Model =1				
57.85	21.13	72.83	29.80	0
12.35	14.26	14.98	15.49	1
2.63	3.84	2.63	3.84	2
Panel B : Lag in VAR Model =2				
44.37	21.13	58.83	29.80	0
12.00	14.26	14.46	15.49	1
2.48	3.84	2.48	3.84	2
Panel C : Lag in VAR Model =3				
34.22	21.13	51.66	29.80	0
15.52	14.26	17.44	15.49	1
1.91	3.84	1.91	3.84	2
Panel D : Lag in VAR Model =4				
27.00	21.13	42.48	29.80	0
12.46	14.26	15.47	15.49	1
3.01	3.84	3.01	3.84	2

Sample Period is 1970:1Q ~ 2003:1Q.

A constant is included in cointegration relation.

The columns labeled " Test Statistic "give the value for the test named in the row above; " 95% CV "gives the 95 percent confidence level of that statistic.

表 2: 1975 年からのサンプルの共和分検定 (金融資産のみ)

L-Max		Trace		$H_0 = r$
Test Statistic	95% CV	Test Statistic	95% CV	r =
Panel A : Lag in VAR Model =1				
43.14	21.13	57.74	29.80	0
12.75	14.26	14.60	15.49	1
1.85	3.84	1.85	3.84	2
Panel B : Lag in VAR Model =2				
28.99	21.13	41.67	29.80	0
10.38	14.26	12.67	15.49	1
2.3	3.84	2.30	3.84	2
Panel C : Lag in VAR Model =3				
25.64	21.13	45.60	29.80	0
17.18	14.26	19.96	15.49	1
2.78	3.84	2.78	3.84	2
Panel D : Lag in VAR Model =4				
30.26	21.13	49.69	29.80	0
15.68	14.26	19.43	15.49	1
3.75	3.84	3.75	3.84	2

Sample Period is 1975:1Q ~ 2003:1Q.

A constant is included in cointegration relation.

The columns labeled " Test Statistic "give the value for the test named in the row above; " 95% CV "gives the 95 percent confidence level of that statistic.

図 1: 1970 年からのサンプルの“ cay ”系列 (金融資産のみ)

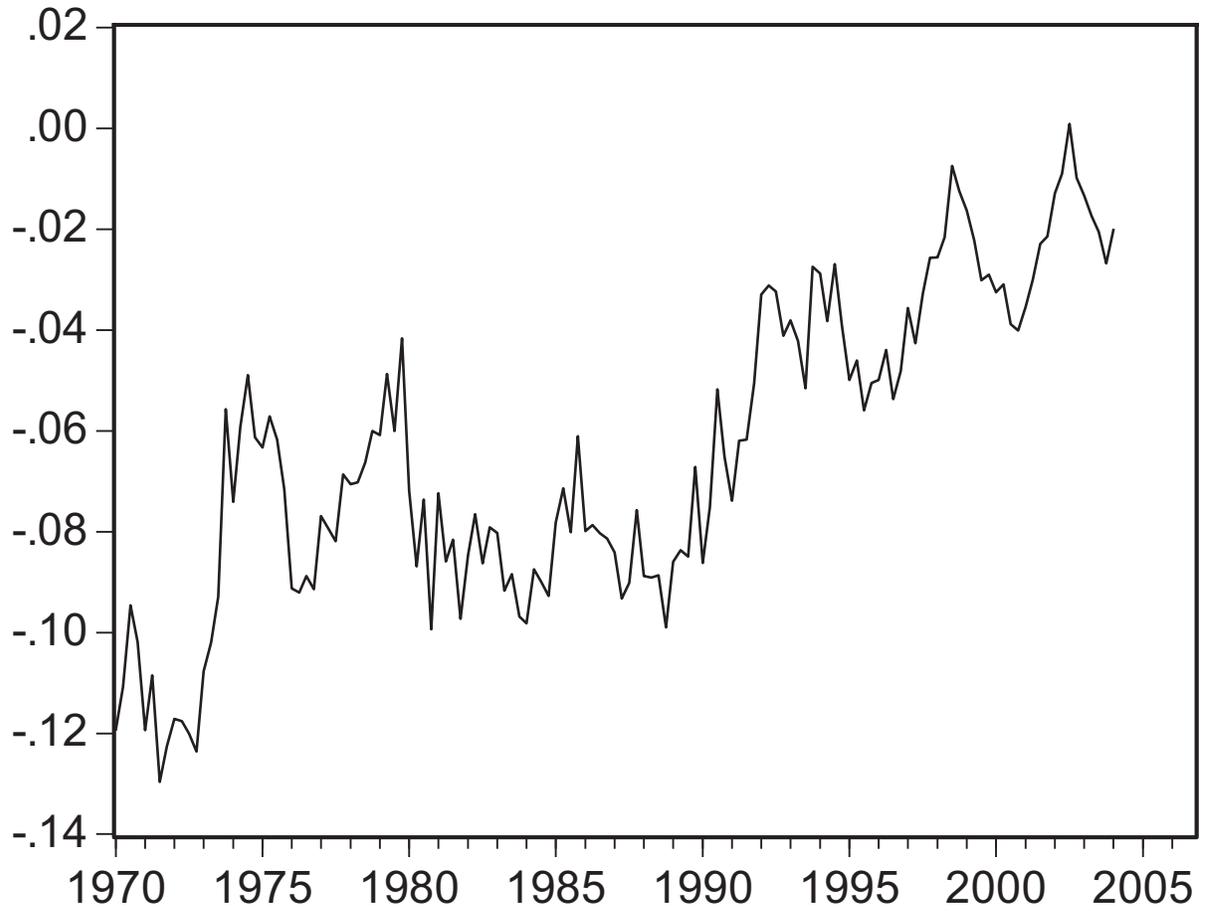


図 2: 「68SNA」と「93SNA」による“cay”の比較

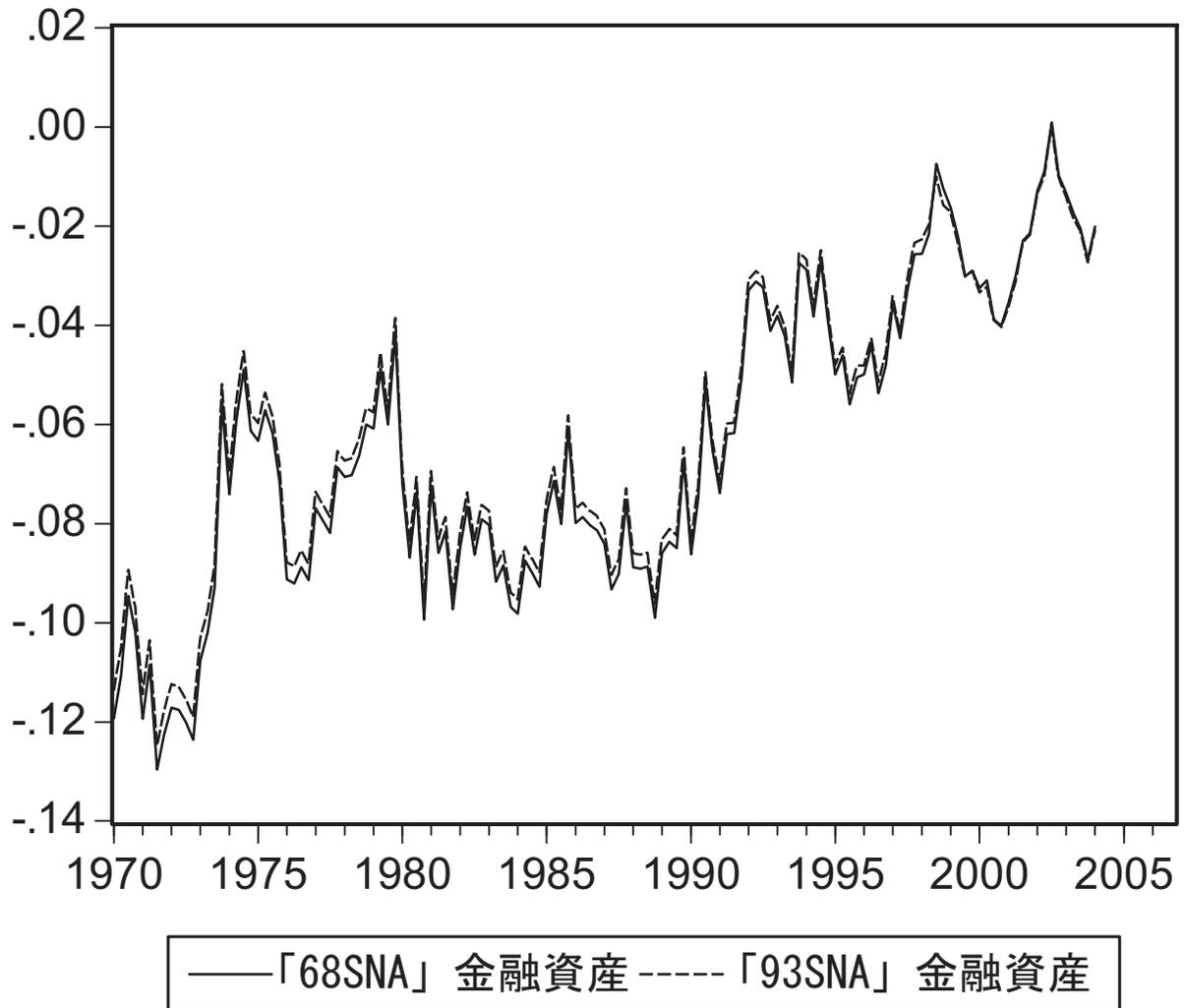


図 3: 1975 年からのサンプルの“ cay ”系列 (金融資産のみ)

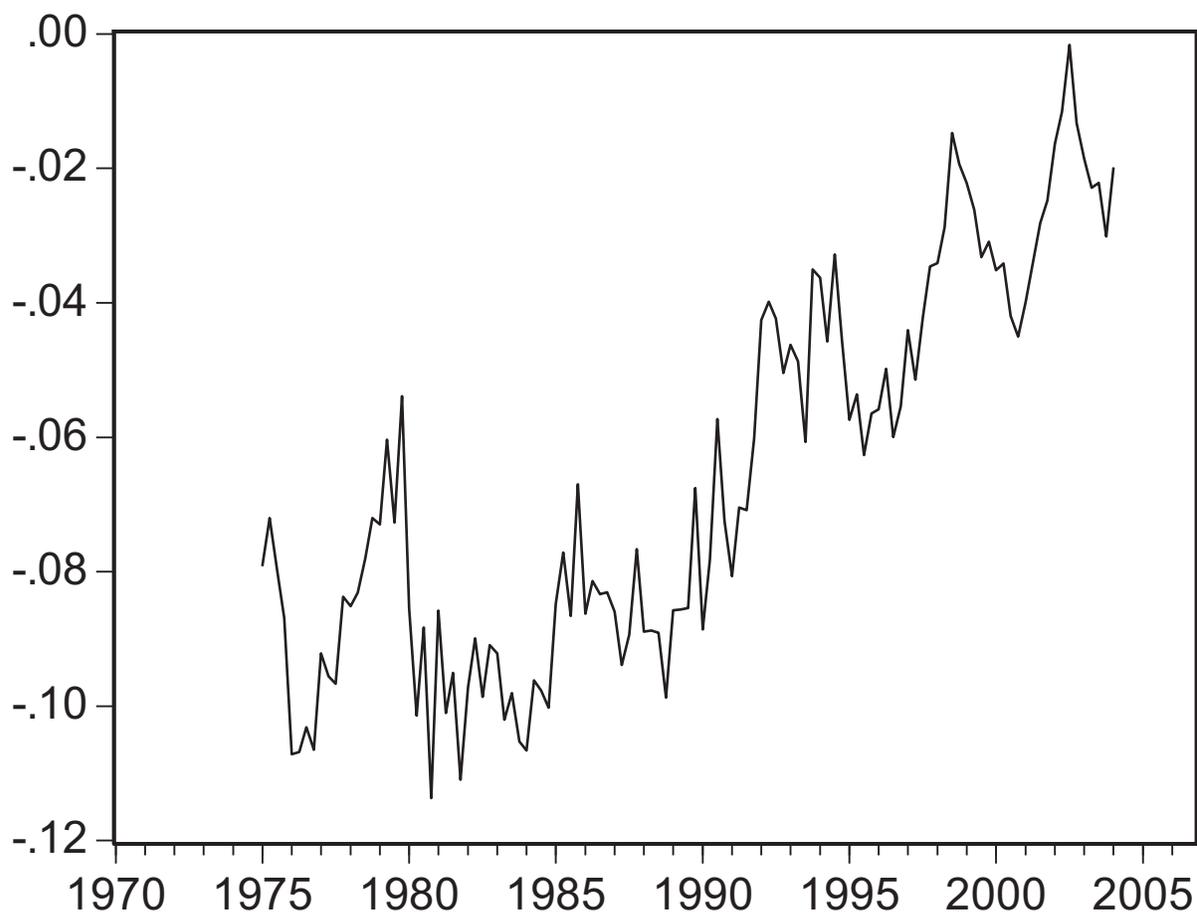


表 3: Gregory-Hansen テストの結果 (金融資産のみ)

	検定統計量		構造変化点	臨界点 (10%)	臨界点 (5%)	臨界点 (1%)
ADF	-6.1054	***	1989q3	-5.23	-5.5	-5.97
Z_t	-5.411	*	1980q3	-5.23	-5.5	-5.97
Z_α	-45.67		1989q4	-52.85	-58.33	-68.21

検定統計量は Gregory and Hansen(1996) で提唱された, 帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジームシフトを伴う構造変化を伴う共和分関係の存在」についての検定をするための統計量である.

サンプル期間は 1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期を用いている.

ADF テストのラグの最大値は 8 に設定し, AIC 基準を採用している.

推計は Hansen 教授の作成した Gauss プログラムを使用している.

臨界点は Gregory and Hansen(1996) の 109 ページを参照して作成した.

***, **, * はそれぞれ 10%, 5%, 1% の有意水準で帰無仮説が棄却される事を示している.

表 4: 4 つの“cay”系列 (金融資産のみ) の相関係数

	70:Q1	75:Q1	80:Q2	89:Q3
70:Q1	1.000			
75:Q1	0.991	1.000		
80:Q2	0.964	0.956	1.000	
89:Q3	0.947	0.898	0.883	1.000

70:Q1 は 1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列, 75:Q1 は 1975 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列, 80:Q2 は 1980 年第 2 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列, 89:Q3 は 1989 年第 3 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列をそれぞれ表している.

図 4: 共和分関係の構造変化後の“ cay ”系列 (金融資産のみ)

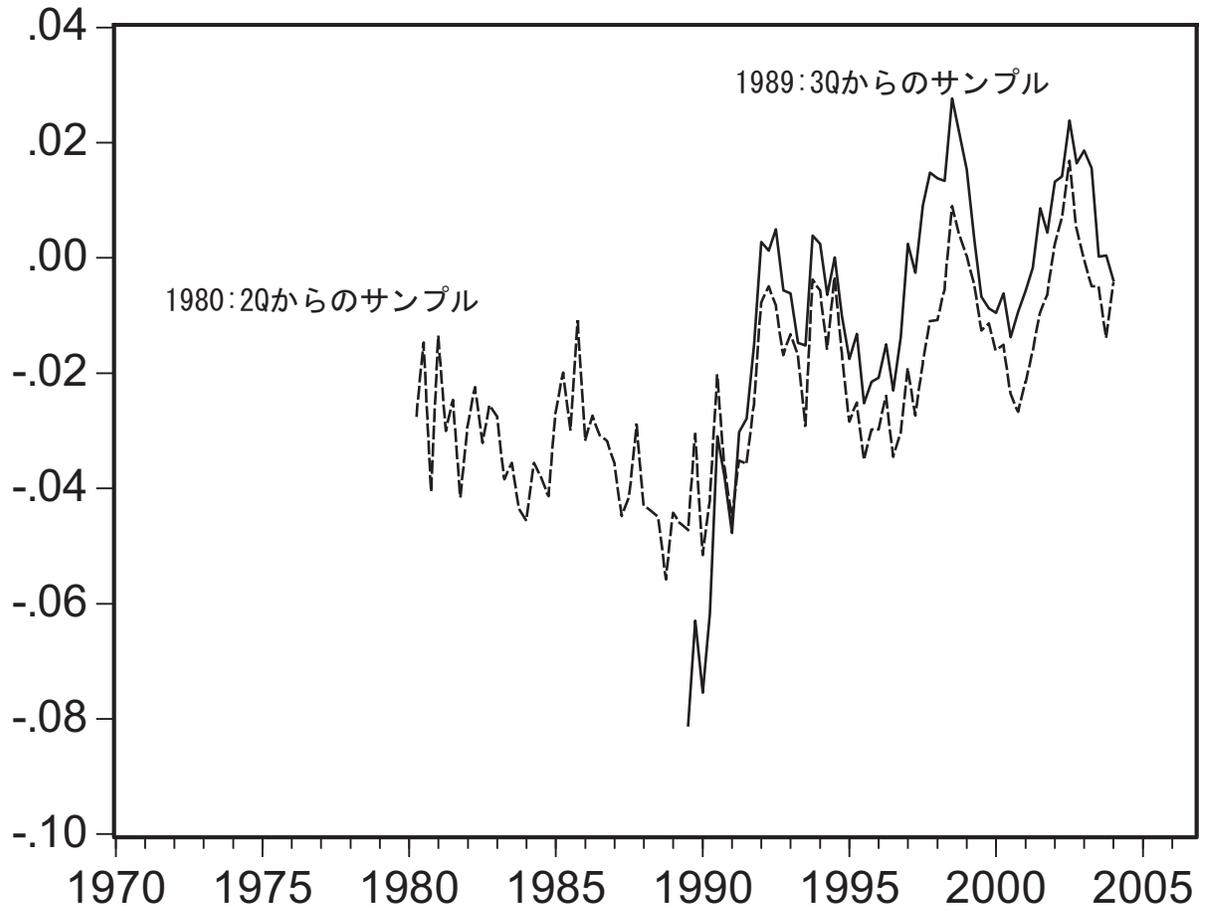


図 5: 1970 年からのサンプルの“ cay ”系列 (総資産を利用)

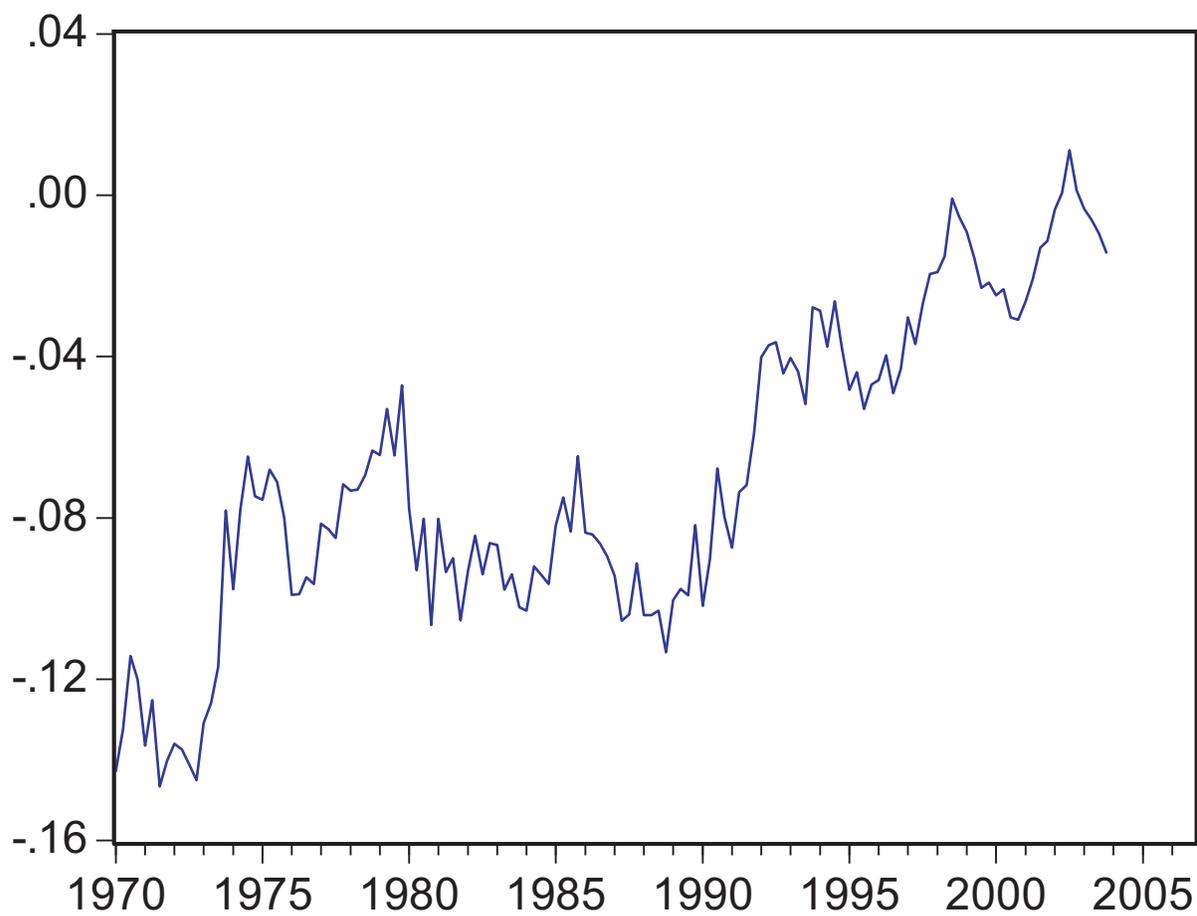


表 5: Gregory-Hansen テストの結果 (総資産を利用)

	検定統計量		構造変化点	臨界点 (10%)	臨界点 (5%)	臨界点 (1%)
ADF	-6.201	***	1991q3	-5.23	-5.5	-5.97
Z_t	-5.307	*	1990q4	-5.23	-5.5	-5.97
Z_α	-45.121		1990q4	-52.85	-58.33	-68.21

検定統計量は Gregory and Hansen(1996) で提唱された, 帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジームシフトを伴う構造変化を伴う共和分関係の存在」についての検定をするための統計量である.

サンプル期間は 1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期を用いている.

ADF テストのラグの最大値は 8 に設定し, AIC 基準を採用している.

推計は Hansen 教授の作成した Gauss プログラムを使用している.

臨界点は Gregory and Hansen(1996) の 109 ページを参照して作成した.

***, **, * はそれぞれ 10%, 5%, 1% の有意水準で帰無仮説が棄却される事を示している.

表 6: 3 つの“cay”系列 (総資産を利用) の相関係数

	70:Q1	90:Q4	91:Q3
70:Q1	1.000		
90:Q4	0.986	1.000	
91:Q3	0.926	0.969	1.000

70:Q1 は 1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列, 90:Q4 は 1990 年第 4 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列, 91:Q3 は 1991 年第 3 四半期から 2003 年第 1 四半期の“cay”系列をそれぞれ表している.

図 6: 共和分関係の構造変化後の“ cay ”系列 (総資産を利用)

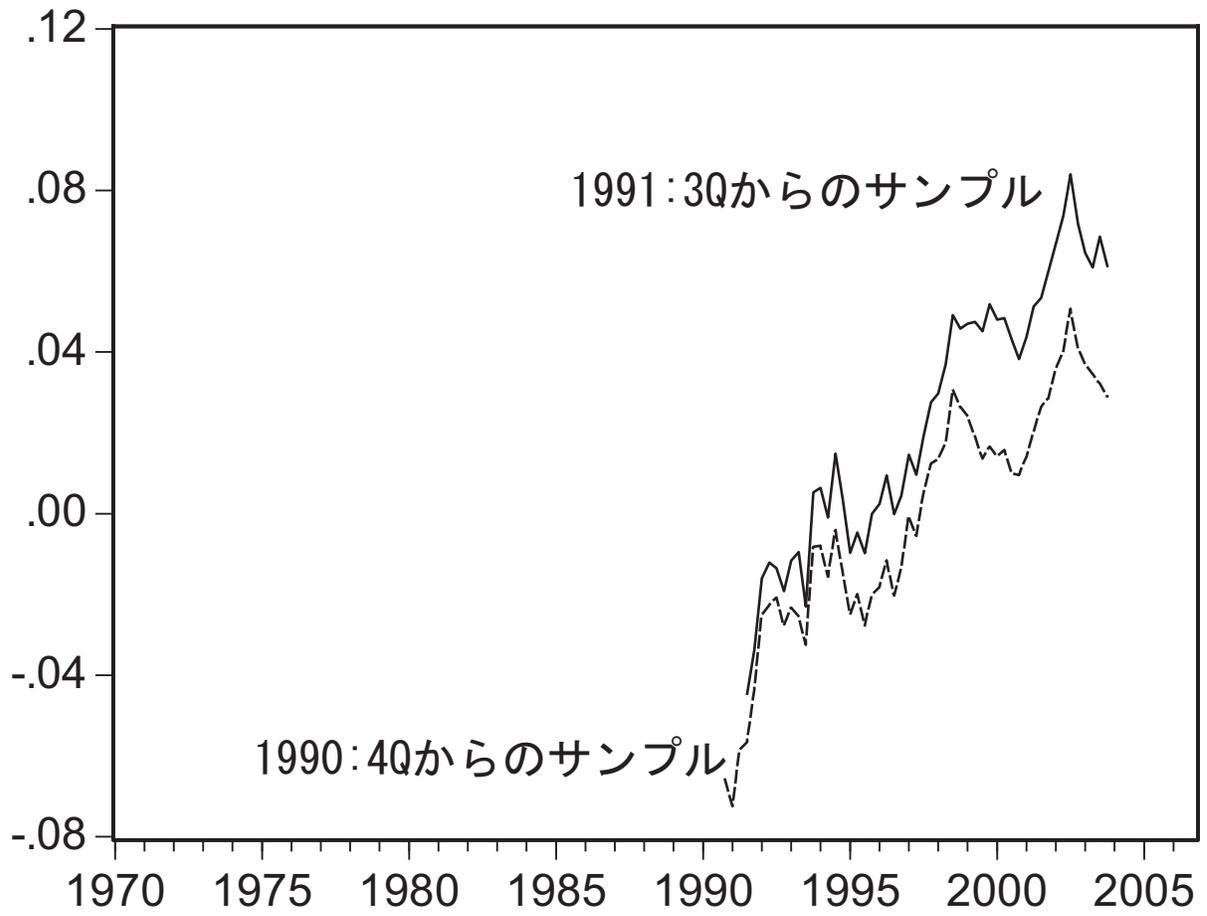


図 7: 1970 年からのサンプルの“ cay ”系列 (市街地価格指数を利用)

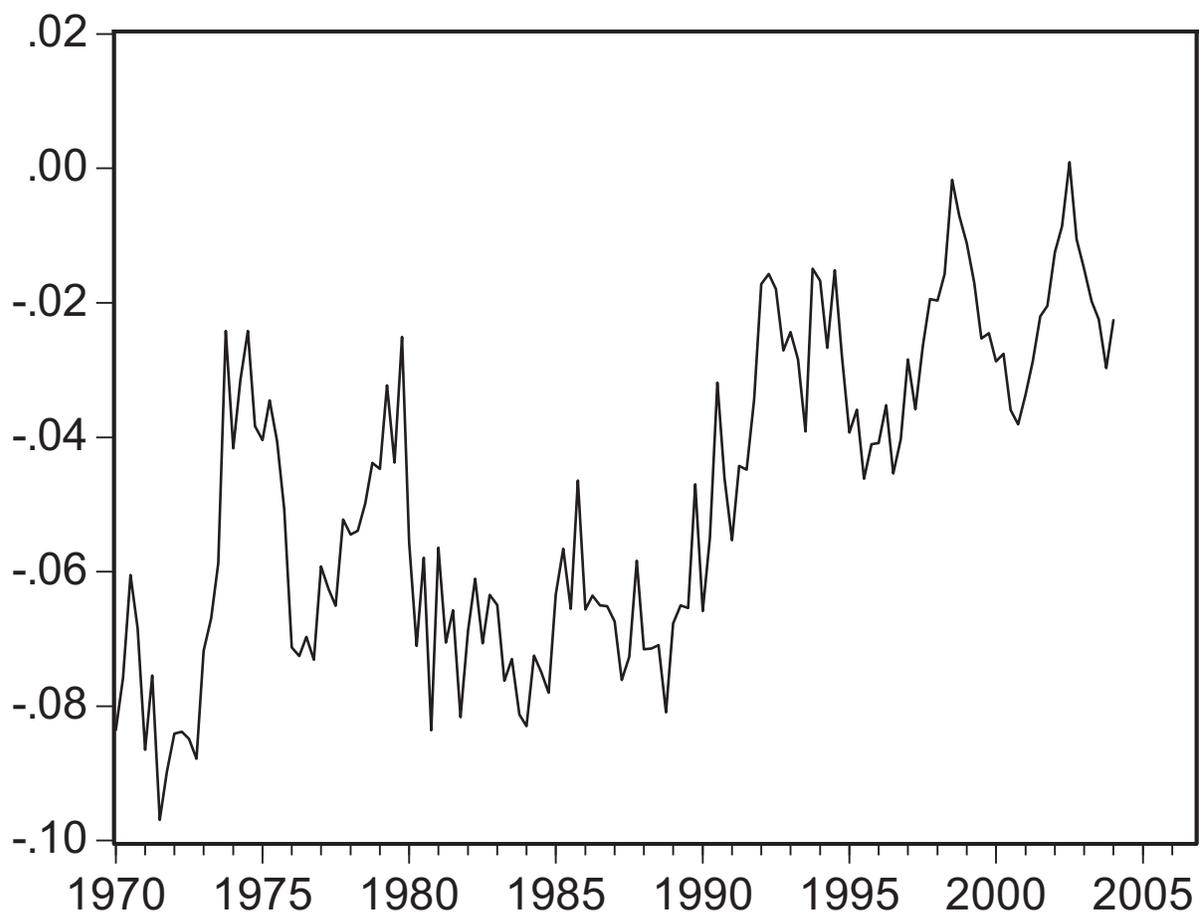


表 7: Gregory-Hansen テストの結果 (市街地価格指数を利用)

	検定統計量		構造変化点	臨界点 (10%)	臨界点 (5%)	臨界点 (1%)
ADF	-6.353	**	1980q1	-5.75	-6.00	-6.51
Z_t	-6.080	**	1980q2	-5.75	-6.00	-6.51
$Z_{\hat{\alpha}}$	-54.864		1980q2	-63.42	-68.94	-80.15

検定統計量は Gregory and Hansen(1996) で提唱された, 帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジームシフトを伴う構造変化を伴う共和分関係の存在」についての検定をするための統計量である。

サンプル期間は 1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期を用いている。

ADF テストのラグの最大値は 8 に設定し, AIC 基準を採用している。

推計は Hansen 教授の作成した Gauss プログラムを使用している。

臨界点は Gregory and Hansen(1996) の 109 ページを参照して作成した。

***, **, * はそれぞれ 10%, 5%, 1% の有意水準で帰無仮説が棄却される事を示している。

表 8: 2 つの “cay” 系列 (市街地価格指数を利用) の相関係数

	70:Q1	80:Q2
70:Q1	1	
80:Q2	0.936	1

70:Q1 は 1970 年第 1 四半期から 2003 年第 1 四半期の “cay” 系列, 80:Q2 は 1980 年第 2 四半期から 2003 年第 1 四半期の “cay” 系列をそれぞれ表している。

表 9: 資産の違いによる 3 つの “cay” 系列の相関係数

	総資産	金融資産	市街地価格指数
総資産	1.000		
金融資産	0.989	1.000	
市街地価格指数	0.972	0.931	1.000

図 8: 共和分関係の構造変化後の“ cay ”系列 (市街地価格指数を利用)

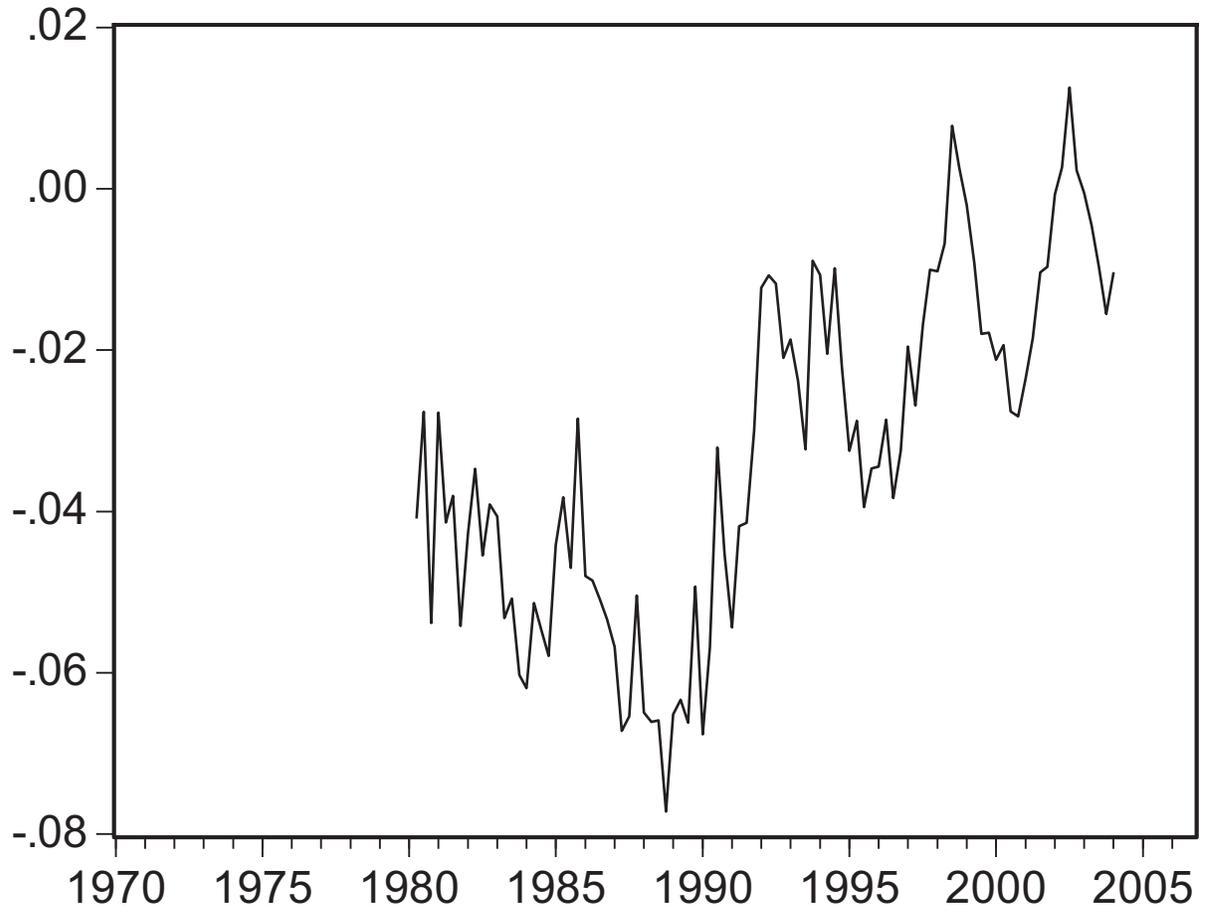


図 9: 資産の違いによる“cay”の比較

