

DISCUSSION PAPER SERIES

都道府県財政の持続可能性について  
Fiscal Sustainability tests of Local Government Debt  
-Using Japanese Prefectural Data-

赤松 礼奈・平賀 一希

No.2011-02



京都産業大学大学院経済学研究科  
〒603-8555 京都市北区上賀茂本山

Graduate School of Economics  
Kyoto Sangyo University  
Motoyama-Kamigamo, Kita-ku, Kyoto,  
603-8555, Japan

2011/6/8

都道府県財政の持続可能性について<sup>1</sup>  
Fiscal Sustainability tests of Local Government Debt  
-Using Japanese Prefectural Data-

赤松 礼奈  
大阪大学大学院経済学研究科後期博士課程  
[igp001ar@mail2.econ.osaka-u.ac.jp](mailto:igp001ar@mail2.econ.osaka-u.ac.jp)

平賀 一希  
慶應義塾大学経済学部  
[kazukihiraga7041@gmail.com](mailto:kazukihiraga7041@gmail.com)

平成 23 年 6 月 8 日

### 要約

本稿では、日本の地方財政の持続可能性について、都道府県レベルのデータを用いて検証を行う。分析手法として、昨年度末の公債残高が増えたらプライマリーバランスが改善するという関係が長期的に成り立つかどうかで一国における財政の持続可能性を測り、各都道府県、およびこれらを統合したパネル分析に拡張して分析を行う。本稿より得られる結論としては、長期的には財政安定化ルールが機能していないが、1989年以前のデータに限定すると、財政安定化ルールが働いていたと解釈できる。また、これらの財政安定化ルールの改善は、地方交付税ではなく、都道府県財政そのものが自律的に財政引き締めを行った効果のほうが強いことが分かった。一方、政策反応関数の非線形性を考慮すると、地方債残高とプライマリーバランスの関係が有意になった。また、都道府県別に推定を行ったところ、神奈川県や兵庫県、さらには岡山県などいくつかの県で持続可能性の十分条件を満たす自治体が存在することが明らかになった。ゆえに、国や地方財政の持続可能性を考える上では、全てを統合して分析するだけでなく、経済力や債務水準等が異なる地域ごとに推定することが必要である。自治体毎に分析をすることで、自治体毎にどのような財政運営の改善を求めていくかの考察が可能となる。

キーワード:

財政の持続可能性、Bohn の検定、プライマリーバランス、地方交付税

---

<sup>1</sup> 本稿は日本地方財政学会第 19 回大会での報告論文を修正したものである。本稿を作成するに当たり、赤井伸郎先生、西村幸浩先生(大阪大学)、上村敏之先生(関西学院大学)、藤井隆雄先生(神戸大学)より有益かつ貴重なコメントをいただいた。記して謝意を表したい。なお、残された過誤はすべて著者に属するものである。

## 1. はじめに

サブプライムローン問題を端に発した不況の影響により、日本に限らず各国で景気対策として、減税や追加的政府支出などが行われた。その一方、ギリシャやアイルランド、ポルトガルで起こった債務危機により、財政再建についても重要な政策問題となってきた。

世界の趨勢として財政再建に関心が集まる中、図1で示されるように特に日本の粗政府債務残高(対GDP比)は先進各国の中で相対的に大きい値をとっている。この状況下で、財政再建は政策の主たる問題の一つとして取り上げられている。さらに、わが国の地方財政の現状に目を向けてみても、2007年3月に北海道夕張市が財政再建準用団体に指定されたのを機に、財政再建を行う必要性が高まってきている。また、地方財政の問題については市町村といった基礎自治体レベルだけではなく、都道府県レベルでも議論がされている。例えば、近年においては岡山県や宮城県では、現状のままの財政運営を行うと、それぞれ2011年度に財政再建団体に転落する恐れがあるという見解を述べている<sup>2</sup>。このような現状の中で、改めて地方財政の持続可能性について、市町村だけでなく都道府県レベルといった広域自治体レベルで議論を行うことの意義は大きい。そこで、本稿では、都道府県財政の持続可能性について、公債の持続可能性で分析された手法を応用して分析を行う。

わが国の地方財政の持続可能性に関する研究としては、土居(2004)、鷲見・川瀬(2005)、齊藤(2010)が挙げられる。これらの研究では、各地方自治体の持続可能性を、地方自治体の政府の予算制約式を展開して得られる以下の式より計算し、「現在の債務残高 $\leq$ 基礎的財政収支(プライマリーバランス)の割引現在価値」ならば持続可能であると定義し分析を行っている。土居(2004)では1997年から2000年の都道府県について、鷲見・川瀬(2007)では1990年から2002年までの都道府県、齊藤(2010)では市町村の財政データを用いて分析している。これらの研究は、現状の地方の財政状況についての現状を把握する上での一つの指標を導き出す上では有用である。しかし、長期的なデータで分析しておらず、かつ財政運営や財政安定化ルールに関する情報は全く含まれて議論がなされていない。

公債の持続可能性に関する代表的研究としては、Domar(1944), Hamilton and Flavin(1986), Bohn(1998a)が挙げられる。Domar(1944)は、基礎的財政収支が均衡している下で、経済成長率が公債利子率よりも大きければ、公債残高対GDP比はゼロに収束し、持続可能であると定義した。Hamilton and Flavin(1986)では、今期の政府債務の持続可能性の十分条件として、No-Ponzi Game条件が満たされているかで判別できることを示した。その上で、No-Ponzi Game条件の検定として、単位根検定および、公債残高とプライマリーバランスにおけるVARシステム方程式にバブル項となる利子率のべき乗項を外生変数として、バブル項が有意かどうかを調べた一般化Flood-Garber検定を行うことで分析してい

---

<sup>2</sup> 岡山県については、石井正弘知事の2008年5月29日の定例会見、宮城県については、宮城県総務部財政課発行の「第3期財政再建プログラム」によって述べられている。

る<sup>3</sup>。しかし、Hamilton-Flavin(1986)の検定では、異時点間の割引率の設定の仕方に統一的な値が定まっていないことが影響し、定まった分析結果は得られていない。さらに、これらの検定を行うにあたり、ラグの次数の設定の仕方によって、得られる結果が異なることから、一意な結論が得られないという問題も存在する。一方、Bohn(1998a)では、長期的に経済成長率が公債利子率を上回る状況において、前年度末公債残高対 GDP 比の上昇に伴い、基礎的財政収支対 GDP 比が上昇するという関係が有意に起こり得るならば、公債の持続可能性の十分条件は満たされることを示した。わが国においては、Fukuda and Teruyama(1994)や土居・中里(1998)、土居(2004)、藤井(2010)などによって、これらの分析手法をわが国の国(および地方)の持続可能性の検証が行われているが、Hamilton and Flavin (1986)らと同様に定まった結果は得られていない。また、これらの研究では、国ないしは一般政府全体でのみ分析しており、地方単独の研究は我々の知る限り日本だけでなく、あらゆる国の地方自治体についても行われていない。

本稿では、以上の先行研究で分析されていない、都道府県財政の持続可能性について、Bohn(1998a)の検定によって与えられた財政安定化ルールの検証を用いて分析する。

ところで、地方交付税の役割として、財源の再分配効果と元利補給を通じた財政安定化機能がある。元利償還費は地方交付税を通じて、後年度の中央政府からの資金移転によっても賄われてきた。地方交付税を通じたこのような資金移転を交付税措置という。交付税措置は地方交付税の算定基準のひとつである基準財政需要額を増額することによって行われる。

基準財政需要額を増額する方法は2つある。ひとつは単位費用における公債費の算入で、もうひとつは事業費補正による公債費の算入である。地方債の元利償還金は地方交付税交付金額算出のもととなる基準財政需要額の算定に影響を与える。このようにして地方交付税を通じた異時点間および地域間の所得再分配が行われている。

また、地方債は、基本的には公共投資をはじめとする適債事業に用いられる特定財源である。土居・別所(2005)では地方債の元利償還金への地方交付税による補助の大きさを推計し、地方交付税を通じた地方債の元利償還金の補填(交付税措置)が地方政府の行う公共投資に与えた効果について実証的に検討している。その結果、元利補給が公共投資を増加させていることが示唆された。

その上で、地方交付税が各地域の財政運営に与える影響を考慮し、地方交付税を除いた基礎的財政収支(本稿では純基礎的財政収支と名付ける)とに分け、地方交付税が財政安定

<sup>3</sup> Flood-Garber 検定とは、現在の債務残高(Flood-Garbar(1980)においては物価(インフレ率))がそれらのファンダメンタルズの割引現在価値と等しく、バブル項が存在しないかを示したものである。Hamilton and Flavin (1986)においては、

$$B_t = A_0(1+r)^t + c_0 + c_1B_{t-1} + \dots + c_pB_{t-p} + b_0S_t + b_1S_{t-1} + \dots + b_{p-1}S_{t-p} + \varepsilon_t.$$

(B:政府債務残高、S:プライマリー余剰、b,c:係数パラメータ、p:ラグ次数)

を推定し、右辺第1項(バブル項)の係数  $A_0$  の値が有意でなければ、政府債務は持続可能(今期の政府債務残高=プライマリー余剰の割引現在価値)ことを示した。

化に貢献していたか否か、ないしは地方独自の自律的財政規律が存在しているかについての検証も併せて行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では政府債務、政府債務、および地方債の中立命題や政府債務の持続可能性の理論・実証分析に関する先行研究の紹介をする。第3節では本稿で分析する推定モデルとデータについての説明を行ったのち、分析結果について説明する。最後に第4節で結論を述べる。

## 2. 先行研究

本稿で行う **Bohn(1998a)**の検定について述べるとともに、分析に先駆けて必要な前提についての議論を行う。

### 2. 1. 地方債の中立命題

地方債の持続可能性の議論を行う前に、地方債の中立命題に関する議論を行う。もし中立命題が成り立つならば、政府支出の財源調達手段が租税であっても地方債発行であっても、通時的予算制約式は不変であり、主体の行動に影響を与えない。そのため、中立命題が成り立つということはどのくらい残高があっても持続不可能になることはないことを意味している<sup>4</sup>。

地方債の中立命題の理論的分析としては、住民の移動を考慮した地方債の食い逃げ効果の是非に議論が集約されている。**Daly(1969)**、**Oates(1972)**、**Tsuneki(1985)**では、租税手段として固定資産税が用いられたならば、課税の時点がいつであれ、租税負担増分だけ土地収益率が下落することによる租税負担(すなわち、税の資本化)から免れないことにより、地方債の食い逃げができず、中立命題が成立するとした。また、**Akai(1994)**では、課税手段として住民税を用いた場合でも、その地域住民のみが土地を所有しているならば、税の資本化が発生し、中立命題が成立するとした。一方、**Buiter(1989)**、**Bailey(1993)**、**Wellisch and Richter(1995)**では、その地域の土地を多地域の住民が所有するならば、税の資本化があっても実質的な租税負担が異なることになり、中立命題は成立しないことを示した。これらの分析より、**赤井(1996)**では、地方債についてわが国では中立命題は成立しないという結果を得た。そのため、本稿では地方債の中立命題は成り立つとは言えないという前提の下で、議論していく。

### 2. 2. 経済成長率対地方債利子率

**Bohn(1998a)**における公債の持続可能性の議論では、アメリカのデータを見たもとで長期的に経済成長率が公債利子率を上回っていることを想定した下で議論されている。また、

---

<sup>4</sup> 公債の中立命題に関しては **Bernheim(1987)**、**柴田(1991)**、**Seater(1993)**等でまとめられている。

金利と成長率との大小関係は、Domar(1944)の議論と共通した疑問である<sup>5</sup>。そこで、ここではわが国の「県民経済計算」における県内総生産の伸び率としての名目経済成長率と、都道府県別の地方債実効利率との大小関係についての比較を行う。なお、地方債の実効利率(当年度利払費に前年度末地方債残高を除いた値)については「前年度末の残高/今期の利払い費」より作成した。表 1-1 は全期間(1956 年から 2007 年)、表 1-2 は 1956 年から 1989 年、表 1-3 は 1990 年から 2007 年までの各都道府県における経済成長率と地方債実効利率の平均値を表している。これらの表より読み取れることとしては、全期間、およびバブル前までは、経済成長率が地方債実効利率を 2 から 4 %程上回っており、プライマリーバランスが均衡していたと仮定した下では、Domar(1944)の意味で持続可能であることが分かった。これは、土居(2007)などでも記されているように、昔の地方債は財政投融资資金や縁故債という形で民間銀行が保有していた。そのため、市場をほとんど通じることなく、意図的に低い金利で資金調達がなされていたと考えられる。一方、バブル崩壊後に関しては、不況の影響や地方債の市場化が以前と比べ進んできた影響等により、経済成長率は地方債利率よりも 2 %程小さくなっている。そのため、バブル後のみに限定すれば、Domar(1944)の条件を議論する前提は成立していないことが示された。しかし、ほとんどの都道府県ではプライマリーバランスの平均値は負の値(すなわち、プライマリー赤字が発生している)ので、Domar(1944)の議論から持続可能性の十分条件は示せないことが分かる<sup>6</sup>。

### 2. 3. Bohn(1998a)の条件

Bohn(1998a)では、公債残高対 GDP 比(b)と基礎的財政収支対 GDP 比(s)との関係について求めることによって、公債の持続可能性を検証することができることを示した。具体的には、以下の(1)式を推定し、公債残高対 GDP 比の係数( $\phi$ )が正に有意であれば持続可能性が満たされるとした。

$$s_t = \beta_0 + \phi b_t + \mu_t = \beta_0 + \phi b_t + \beta_1 \tilde{y}_t + \beta_2 \tilde{g}_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

時点のノーテーションは、公債残高対 GDP 比が期初で、それ以外の変数はすべて期末を表している。 $\varepsilon_t$ は平均ゼロの誤差項である。Bohn(1998a)では、Barro(1986)の課税平準化仮

説を基に、景気変動により所得や政府支出の変動を考慮している(なお、 $\tilde{y}_t, \tilde{g}_t$ は、それぞれ GDP と政府支出の一時的変動の測度を表す<sup>7</sup>)。もし(1)式の $\phi$ が有意に値をとるのであれ

<sup>5</sup> Domar(1944)の議論の数式を用いた説明は補論 A にて行う。

<sup>6</sup> しかし、Chalk (2000)や Yakita(2008)等では、経済成長率(ないしは人口成長率)が公債利率を上回る状況においては、長期的に持続可能な財政赤字および公債残高(対 GDP 比)が存在することを、世代重複モデルを用いて分析している。

<sup>7</sup> Bohn(1998a)では、これらの変数はプライマリーバランス対 GDP 比と公債残高対 GDP 比がいずれかが定常であるときに必要とされると説明している。すなわち、ともに同じ和

ば、政府の通時的な予算制約式が均衡し、公債は持続可能であることが示される<sup>8</sup>。なお、本稿で用いるデータの作成方法や出典については、補論 D にて説明する。

### 3. 都道府県財政の持続可能性の検証

図 2 では、地方債残高対 GPP(県内総生産)比の 1955 年から 2007 年までの推移を、全国平均と、都市部(東京都、神奈川県、愛知県、大阪府)とそれ以外の地域とで分けた値を示している。図 2 より分かることとしては、都市部のほうがそれ以外の地域よりも地方債対 GPP 比が小さいことが分かる。同時に、バブル崩壊後に増加していることが読み取れる。さらに、都市部に関しては、2004 年をピークになり、それ以降は景気回復による GPP の増加、および税収の増加により地方債残高対 GPP 比が減少していることが読み取れる。

本稿では、Bohn(1998a)の検定を cross-country データで応用した Mendoza and Ostry(2007)の手法に倣い、47 都道府県( $i=1,2,\dots,47$ )の 1955 年から 2007 年の年次データ( $t=1955,1956,\dots,2007$ )を用いて分析する。なお、全期間だけでなく、比較的財政が均衡していたバブル崩壊前と、追加的財政出動を行ったバブル崩壊後に分けて推定を行う。推定式は以下のように設定する。

$$s_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1 \tilde{y}_{i,t} + \beta_2 \tilde{g}_{i,t} + \phi b_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)^9$$

ここでは、Wu-Hausman 検定を行った結果より、都道府県別の固有効果(fixed effects)を採用し、都道府県別にダミー項が入ることで各都道府県の定数項が変わるものとする。また、都道府県別に異なる 1 階の系列相関が存在することが考えられる。そのため、Mendoza and Ostry (2007)での調整方法を参考にし、都道府県固有の 1 階の系列相関を修正するため、 $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$  ( $\eta_{i,t}$  は *i.i.d*)を推定することで調整を行う。なお、不均一分散、および異なる都道府県間の誤差項の分散共分散行列に関する調整を行うため、全ての回帰式には White cross-prefectural standard errors and covariance to adjust for heteroskedasticity を用いて不均一分散を修正する。

回帰式で用いられている政府支出と GDP の一次的変動については 2 つの代替的な指標を用いて分析する。一つは、Hodrick-Prescott Filter を用いてデトレンドを行い、デトレンドしたデータを「GDP ギャップ」、「政府支出ギャップ」として名づけて説明変数に加える。

---

分で非定常となり、かつ  $\tilde{y}_i$  と  $\tilde{g}_i$  が定常ならば、(1)式は共和分回帰式となる。なお、本稿においては、Levin and Lin(1992,1993) や Im, Pesaran and Shin(2003)によるパネル単位根検定を行ったところ、いずれの検定方法においても地方債残高対 GPP 比に関しては I(1)(一次の和分)、プライマリーバランス対 GPP 比に関しては I(0)(0 次の和分、すなわち定常)となった。

<sup>8</sup> この条件の証明については、補論 A を参照されたい。

<sup>9</sup> 時点のノーテーションについては、地方債残高対 GPP 比は期初で、それ以外の変数については期末の値とする。

もう一つは、Barro(1986)の課税平準化理論の closed-form の解として得られる生産と政府支出の一時的変動の指標として得られる以下のような2つの変数を用いる。

$$\tilde{g}_{i,t} = GVAR_{i,t} = \frac{g_{i,t} - g_{i,t}^T}{g_{i,t}^T} \frac{g_{i,t}^T}{y_{i,t}}, \tilde{y}_{i,t} = YVAR_{i,t} = \frac{y_{i,t} - y_{i,t}^T}{y_{i,t}^T} \frac{g_{i,t}^T}{y_{i,t}}. \quad (3)$$

なお、subscript の T は Hodrick-Prescott filter より抽出した変数のトレンド要素を表す。

### 3. 1. 全都道府県の推定結果

表2は全都道府県のパネルデータを、全期間およびバブル崩壊前(1989年まで)、バブル崩壊後(1990年以降)の3つで区切って分析した結果を表している。I、II列目は全期間、III、IV列目はバブル崩壊前、V、VI列目はバブル崩壊後の値を表している。なお、(2)式における  $\beta_0$  および  $\delta_i$  の値は載せていない<sup>10</sup>。表2より分かることは以下の通りである。1つ目は、全期間およびバブル崩壊後は、 $\phi$  の値は有意ではない。一方、バブル崩壊前の期間においては  $\phi$  の値は正に有意な値をとっている。表1と表2より得られることとしては、以下のことが言える。1点目は、バブル崩壊前においては、経済成長率が地方債実効利率を上回っており、かつ  $\phi$  の値も有意に正であるため、Bohn(1998a)の定義による持続可能性の十分条件は強く満たされていたと解釈できる。2点目として、バブル崩壊後においては、不況により税収が落ち込んだ上、1990年代前半から中盤にかけて、景気対策として大幅な公共事業を行ってきた影響により、財政規律が働かず、Bohn(1998a)の条件が満たされていないことが分かる。最後に、全期間を通じてみると、バブル崩壊後に大幅な財政出動を行い、財政赤字が慢性的に増加した影響により、Bohn(1998a)の条件は満たされず、財政の持続可能性の十分条件は線形の政策反応関数を想定した下では成り立たないことが分かった。

### 3. 2. 代替的推定における検証

前の節で得られたベンチマークの結果について、追加的な検証を行うことで、結果が変化するかについて検証する。

#### 3. 2. 1. 都市部と地方部との違い

ここではデータを都市部(東京、神奈川、愛知、大阪)とそれ以外の道府県を地方部と名付け、これらを分けて分析する。図3では都市部と地方部とにおいて、地方債残高対GPP比の大きさや推移が異なることを示している。これは、経済力や税収の大小だけでなく、財政ルールに関しても、異なる結論が得られることが考えられる。

表3では都市部、表4では都市部以外の道府県(本稿では便宜上、地方部と名付ける)にお

<sup>10</sup> なお、本稿では定数項の値を示していないが、著者に連絡をすればその結果は入手可能である。



ける Bohn(1998a)の検証を行った結果を表している。表 3、4 より分かることは以下の通りである。地方部においては、表 2 の場合と同様に、バブル崩壊前は持続可能な財政運営を行っていたと解釈できる。しかし、バブル崩壊後は税収減と大幅な公共投資等が行われたため、持続可能な財政運営がなされていない可能性が示唆される。一方、都市部においては、表 2 の場合と解釈が異なる。バブル崩壊前までは  $\phi$  の値は有意ではなく、財政規律が働いていないが、バブル崩壊後においては(強い相関関係があるわけではないが)、多少なりとも不況による財政悪化懸念から、財政規律を働かせた可能性が示唆される。しかし、いずれの地域においても、全期間において  $\phi$  の値は有意ではなく、長期では財政健全化必ずしも機能していたとは言えない状況であると推測される。

### 3. 2. 2. 地方交付税の役割

わが国の地方財政を語るにあたり、地方交付税について考慮する必要がある。わが国の地方交付税制度は、地域間の所得や財政力格差を是正するとともに、交付税による地方債の元利補給措置などにより、財政安定化機能を備えているとされてきた。しかし、肥後・中川(2001)、Sato(2002)、赤井・佐藤・山下(2003)、土居・別所(2006)などで議論されているように、地方交付税自体が地方政府の「ソフトな予算制約」を誘発し、結果として、地方交付税が財政安定化に寄与しなくなる可能性が考えられる。そこで、本稿では、Bohn(1998a)の検定におけるプライマリーバランスを、地方交付税を除いたプライマリーバランス(本稿では純プライマリーバランス( $nets_{i,t}$ )と名付ける)として分析する<sup>11</sup>。

$$nets_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_1 \tilde{y}_{i,t} + \gamma_2 \tilde{g}_{i,t} + \phi b_{i,t} + v_{i,t}. \quad (4)$$

表 5 は被説明変数に純プライマリーバランス対 GPP 比((4)式を推定)としたときの推定結果を表している。表 5 より分かることは以下の通りである。バブル前、バブル後で区切った推定については、有意な値が推定されず、さらには全期間で推定すると、負に有意な値が導き出されていることが読み取れる。すなわち、バブル崩壊前の  $\phi$  が有意であるのは、地方交付税によって財政安定化が図られたからであり、必ずしも地方独自に引き締めがなされていなかったことが示唆される。

### 3. 3. 3. 非線形項の導入

Bohn(1998a)における代替的推定でも行っている通り、本稿でも政策反応関数のパラメータが常に一定であるという仮定を緩め、地方債残高対 GPP 比の 2 乗の値を説明変数に加える。この項を加えることで、政策反応関数が地方債残高対 GPP 比の水準によって異なる値

<sup>11</sup>プライマリーバランス対 GPP 比と同様に、純プライマリーバランス対 GPP 比についてパネル単位根検定を行ったが、純プライマリーバランス対 GPP 比については定まった結果は得られなかった。そのため、ここでは、同じ和分でないと想定したうえで議論を進めていく。

を取ることが可能となる。具体的には、以下の(5)、(6)式を推定する。

$$s_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1 \tilde{y}_{i,t} + \beta_2 \tilde{g}_{i,t} + \phi b_{i,t} + \chi (b_{i,t} - \bar{b})^2 + \varepsilon_{i,t}. \quad (5)$$

$$nets_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_1 \tilde{y}_{i,t} + \gamma_2 \tilde{g}_{i,t} + \phi_1 b_{i,t} + \chi_1 (b_{i,t} - \bar{b})^2 + \zeta_{i,t}. \quad (6)$$

ここで、 $\bar{b}$  は地方債残高対 GPP 比の平均値、 $\varepsilon$  と  $\zeta$  は誤差項を表す。(5)、(6)式により、プライマリーバランスを改善させる安定化ルールは地方債残高対 GPP 比の値に依存するよ

うになる。例えば、(5)式における marginal な政策反応係数は  $\frac{\partial s_{i,t}}{\partial b_{i,t}} = \phi + 2\chi(b_{i,t} - \bar{b})$  と

り、もし有意に  $\chi > 0$  ならば、地方債残高対 GPP 比が増加すると、プライマリーバランスをより改善させるような政策運営を行うことを含意する。推定結果は表 6、7 で表させる。表 6、7 のいずれにおいても、全期間では(表 6 については弱くはあるが)持続可能であることが示された。また、ほぼすべての推定結果より、地方債残高の係数について、一次の項の係数が負、2 次の項が正の値を取っている。これは、財政再建に取り組まなければならない、ある一定の地方債残高対 GPP 比の閾値が存在することが示唆される。例えば、表 6 の (I) の推定結果を用いて、その閾値( $\tilde{b}$ )を計算すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial s_{i,t}}{\partial b_{i,t}} &= -0.029 + 2 \times 0.159(\tilde{b} - 0.0804) = 0 \\ \Leftrightarrow 0.318\tilde{b} &= 0.053763 \Leftrightarrow \tilde{b} \cong 0.169. \end{aligned} \quad (7)$$

となる。この計算結果より、財政安定化ルールを機能させるのは、地方債残高対 GPP 比が 0.169 以上になるときである。

推定結果をもう少し丁寧に見てみると、表 6 からは、バブル前においては財政安定化の係数は一定であったが、バブル後においては非線形関係が見られることが読み取れる。一方、表 7 からは、バブル前においては自律的な財政安定化ルールは働いていないが、バブル後には働いていることが分かる。これらのことより、バブル前においては、地方交付税を通じた財政安定化機能が働いており、かつそれ程財政状況は逼迫していなかったため、引き締める必要がなかったと考えられる。しかし、バブル後においては、地方債が増加し財政再建の必要性に迫られる中、自律的な財政健全化を図ることが、本稿の結果より読み取ることができる。

### 3. 3. 4. 都道府県別の推定値

パネルデータ分析では、サンプル数を多くすることができ、全体の傾向をつかむことができる。しかし、都道府県別の特性について完全に捉えることができない。ここでは 1955 年から 2007 年のデータを用いて都道府県別に推定し、(1)式、および(4)式における  $\phi$ 、お

よび $\phi_1$ の値を推定した<sup>12</sup>。

表8、9はプライマリーバランス対GPP比、および純プライマリーバランス対GPP比を被説明変数においたときにおける、各都道府県の $\phi$ (および $\phi_1$ )の値を示している。表8より分かることは、神奈川県や兵庫県といった比較的経済規模の大きい県だけでなく、鳥取県や島根県、さらには財政再建に取り組んでいる岡山県も持続可能であるという結果になることが挙げられる。この結果より、わが国の地方自治体の財政再建制度は、都道府県レベルの地方自治体においてはある一定の財政規律を保つ誘因を自治体に持たせる効果があることが示唆される。一方、表9より分かることは、兵庫県や岡山県等のように表6と同様の定性的結果を示す自治体がある一方、表8とは異なる定性的な結果を与えている自治体も存在することである。異なる自治体の中でも、幾つかに区別される。一つは神奈川県や鳥取県や高知県等のように $\phi$ は有意であるが、 $\phi_1$ は有意ではない場合である。これらの県では、交付税依存度が比較的高く、交付税によって財政安定化が図られていた可能性が考えられる。もう一つは、埼玉県や山梨県のように、 $\phi$ では有意ではないが、 $\phi_1$ は正に有意である。これらの県では、自律的な財政健全化ルールが働いているが、地方交付税による予算制約のソフト化が発生している等の要因により、財政の自律作用が損なわれていることが示唆される<sup>13</sup>。

#### 4. 結論

本稿より、地方財政における都道府県財政の持続可能性について、新たなファクトファインディングを得ることができた。主たるファインディングは、パネルデータ分析を用いて都道府県全体で見ると、線形関係では都道府県財政は必ずしも持続可能だとは言えないが、地方債残高に対して非線形な政策反応関数であると考え、地方債残高が大きくなると、財政状況を改善させるような関係があることが挙げられる。一方で、各都道府県を分けて分析すると、分析結果より持続可能性を満たす都県があることも分かった。ゆえに、国や地方財政制度全体が持続可能性でない場合にも、地域によっては持続可能な財政運営を行っている自治体も存在することが分かった。よって、財政の持続可能性について議論する際には、自治体レベルでの財政運営を分析することによって、どこに財政運営を不安定化させる要因があるかを分析する必要がある。

本稿で残る課題および今後の発展可能性としては、以下の3点が挙げられる。1点目は都

---

<sup>12</sup> なお、推定にあたり、変動要因として、YVARとGVARを説明変数に加えた。そのため、実質データに欠損値のある福島県、埼玉県、岡山県、沖縄県については、1980年から2007年のみのサンプル期間となっている。

<sup>13</sup> ここで得られた推計結果は、総務省が作成している実質赤字比率や、実質公債費比率、将来負担比率等といった健全化判断比率の値と必ずしも整合的とは言えない。しかし、これらの健全化比率は現在のフローやストック(および将来の支払いに対する割引現在価値)といったものに着眼しており、長期的な財政安定化ルールがどのようになっているかに着目した本稿とは着眼点が異なる。

道府県別に推定を行った結果、持続可能性を満たす自治体がなぜ持続可能性であるかに関する考察である。これらの自治体の中には、必ずしも財政力が強い自治体ばかりではない。なぜこれらの自治体が持続可能であるのかについての制度的な検証については考える必要がある。2点目は、国と地方との関係において、それぞれの主体毎の財政安定化ルールについてである。土居(2000)では、国と地方とは一体として考えなければならないとしている。しかし、それぞれの状況が異なる中で、各中央、ないしは地方政府の行動を分けて分析することは、わが国の財政再建の議論においても、何が問題なのかを見つけることに繋がる。3点目は、本稿の分析手法を用いた政策分析に関する発展可能性についてである。近年、Ostry, Ghosh, Kim and Quereshi (2010)などによって、各国の財政状況を、財政安定化ルールと政府の予算制約式を用いて推定された”Debt Limit”と現在の債務残高を比べて、その比率を”Fiscal Space”として推計している。この手法を我が国の都道府県財政に応用し、各都道府県の”Fiscal Space”を計算することが可能である。

これらについては、今後の課題としたい。

参考文献

- 赤井伸郎(1996) 「地方債の中立命題:住民の道理性の検証」 『フィナンシャルレビュー』 40, 65-94.
- ・佐藤主光・山下耕治(2003) 『地方交付税の経済学』 有斐閣.
- 齊藤由里恵(2010) 『自治体格差の経済分析』 関西学院大学出版会.
- 柴田章久(1991) 「公債の中立命題:展望」 『大阪大学経済学』 40:3-4, 449-457.
- 鷺見英司・川瀬晃弘(2005) 「90年代以降の地方財政運営と持続可能性の検証: 都道府県財政における財源対策の実態」 HIA Discussion Paper No.9.
- 土居丈朗(2000) 『地方財政の政治経済学』 東洋経済新報社.
- (2004) 『地方分権改革の経済学』 日本評論社.
- (2007) 『地方債改革の経済学』 日本経済新聞出版社.
- ・中里透(1998) 「国債と地方債の持続可能性—地方財政対策の政治経済学」 『フィナンシャルレビュー』 47, 76-105.
- ・別所俊一郎(2005) 「地方債元利償還金の交付税措置の実証分析—元利補給は公共事業を誘導したか」 『日本経済研究』 51, 33-58.
- (2006) 「地方債制度の経済分析—理論・実証分析が示唆する分権時代の地方債制度のあり方—」 『フィナンシャルレビュー』 82,161-196.
- 肥後雅博・中川祐希子(2001) 「地方単独事業と地方交付税制度が抱える諸問題—地方交付税を用いた地方自治体への財政支援策の効果と弊害—」 日本銀行調査統計局 Working Paper 01-9.
- 藤井隆雄(2010) 「財政の持続可能性について—H.Bohn の手法による再検証」 『財政研究』 第6巻.
- Akai, N. (1994), “Ricardian equivalence for local government bonds—Budget constraint approach—,” *Economics Letters*, 44,191-195.
- Bailey, M.J. (1993), “Notes on Ricardian equivalence,” *Journal of Public Economics*, 51, 437-446.
- Barro, R.J. (1986), “U.S. deficits since World War I,” *Scandinavian Journal of Economics*, 88, 195-222.
- Bernheim, B.D. (1987), “Ricardian equivalence: An evaluation of theory and evidence,” *NBER Macroeconomic Annual*, 263-304.
- Bohn, H (1998a), “The behavior of U.S. public debt and deficits,” *Quarterly Journal of Economics*, 113, 949-963.
- (1998b), “Technical Appendix to: The behavior of U.S. public debt and deficits” *mimeo*.
- Buiter, W.H. (1989), “Debt neutrality Professor Vickley and Henry George’s ‘single tax’,” *Economics Letters*, 30, 127-146.

- Chalk, N. A. (2000) "The sustainability of bond-financed deficits: An overlapping generations approach," *Journal of Monetary Economics*, 45, 293-328.
- Daly, G.G. (1969) "The burden of the debt and future generations in local finance," *Southern Economic Journal*, 36, 44-51.
- Doi, T and T, Ihuri. (2009) "The public sector in Japan," *Edward Elgar Publishing*.
- Domar, E.D. (1944) "The "burden of the debt" and the national income," *American Economic Review*, 34, 798-827.
- Flood, R.P and P.M. Garber (1980), "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests," *Journal of Political Economy* 88, 745-770.
- Fukuda, S and H, Teruyama (1993) "The Sustainability of Budget Deficits in Japan," *Hitotsubashi Journal of Economics* 35, 109-119.
- Hamilton, J and M, Flavin. (1986) "On the limitations of government Borrowing: A framework for empirical testing," *American Economic Review*, 76, 808-819.
- Im, K.S, M.H. Pesaran and Y.Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels," *Journal of Econometrics* 115, 53-74.
- Levin, A and C.F. Lin (2002), "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Space Properties," *Journal of Econometrics* 108, 1-24.
- Mendoza, E. G and J.D. Ostry. (2008) "International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy "responsible"?" *Journal of Monetary Economics*, 55, 1081-1093.
- Ostry, J.D, A.R. Ghosh, J.I. Kim and M.S. Qureshi (2010), "Fiscal Space," *IMF Staff Position Note*, September 1, 2010.
- Sato, M. (2002) "Intergovernmental transfers, government structure and fiscal decentralization," *Japanese Economic Review*, 53, 55-76.
- Seater, J.J. (1993) "Ricardian equivalence," *Journal of Economic Literature*, 31, 142-190.
- Wellish, D. and W.F. Richter (1995) "Internalizing intergenerational externalities by regionalization," *Regional Science and Urban Economics*, 55, 167-194.
- Yakita, A. (2008), "Sustainability of public debt, public capital formation, and endogenous growth in an overlapping generations setting," *Journal of Public Economics*, 92, 897-914.

補論 A. Domar(1944)の条件が持続可能性の十分条件であることの証明

公債利子率( $r$ )、および経済成長率( $g$ )が一定であると仮定する。任意の  $t$  期における政府の予算制約式は以下の (A.1) のように与えられる。

$$B_{t+1} = (1+r)B_t - PB_t. \quad (\text{A.1})$$

$B_t$  は  $t$  期初の公債残高、 $PB_t$  は  $t$  期のプライマリー余剰を表す。

Domar(1944)では、プライマリーバランスは0であると仮定しているため、(A.1)式は以下のように書き換えられる。

$$B_{t+1} = (1+r)B_t. \quad (\text{A.2})$$

(A.2)式の両辺に  $t$  期の国内総生産( $Y_t$ )で割り、整理する。

$$\begin{aligned} (1+g)\frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} &= (1+r)\frac{B_t}{Y_t} \\ \Leftrightarrow b_{t+1} &= \frac{1+r}{1+g}b_t. \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

(A.3)式より、もし  $g$  が  $r$  より大きければ、 $b_t$  の係数は1より小さくなり、公債残高対 GDP 比は定常となるため、長期的に0に収束することが分かる。ゆえに、公債は持続可能であることが示される。

補論 B. Bohn(1998a)の条件が持続可能性の十分条件であることの証明

(i) 経済成長率 $\geq$ 地方債実行利率の場合

まず、任意の  $t$  期における政府の予算制約式を与える。なお、単純化のため、補論 A と同様に公債利率( $r$ )および経済成長率( $g$ )は一定であり、かつ  $g>r$  と仮定する。

$$B_{t+1} = (1+r)B_t - PB_t. \quad (\text{B.1})$$

$B_t$  は  $t$  期初の公債残高、 $PB_t$  は  $t$  期のプライマリー余剰を表す。

(B.1)式の両辺を  $t$  期の国内総生産( $Y_t$ )で割り、整理する。

$$\begin{aligned} (1+g)\frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} &= (1+r)\frac{B_t}{Y_t} - \frac{PB_t}{Y_t} \\ \Leftrightarrow b_{t+1} &= \frac{1+r}{1+g}b_t - \frac{1}{1+g}pb_t. \end{aligned} \quad (\text{B.2})$$

(B.2)式に(1)式を代入すると、以下のような差分方程式が導かれる。

$$\begin{aligned} b_{t+1} &= \frac{1+r-\rho}{1+g}b_t - \frac{1}{1+g}\mu_t \\ \Leftrightarrow b_{t+1} - b_t &\equiv \Delta b_{t+1} = \frac{r-g-\rho}{1+g}b_t - \frac{1}{1+g}\mu_t. \end{aligned} \quad (\text{B.3})$$

(A.3)式より、もし  $\phi$  の値が有意に正ならば、 $b_t$  にかかる係数は負となる。 $\mu_t$  は定常であると仮定しているため、 $b_t$  は定常過程にあることが分かり、 $b$  は平均  $\frac{E[\mu_t]}{r-g-\rho}$  に収束していく。

(ii) 経済成長率 $<$ 地方債実行利率の場合

ここでは、 $r>g>0$  と想定して議論する。そのため、 $Y_t$  の割引現在価値は有限な流列に従い、かつ非確率的経済の下で議論を行う<sup>14</sup>。そのため、 $\mu_t$  を定数  $\mu$  として分析する。(B.3)式を  $t+2, t+3, \dots, t+n$  期の関係に書き下していくと、

$$\begin{aligned} b_{t+2} &= \frac{1+r-\rho}{1+g}b_{t+1} - \frac{1}{1+g}\mu = \left(\frac{1+r-\rho}{1+g}\right)^2 b_t - \left[\frac{1+r-\rho}{(1+g)^2} + \frac{1}{1+g}\right]\mu, \\ b_{t+3} &= \frac{1+r-\rho}{1+g}b_{t+2} - \frac{1}{1+g}\mu = \left(\frac{1+r-\rho}{1+g}\right)^3 b_t - \left[\frac{1+r-\rho}{(1+g)^3} + \frac{1}{1+g}\right]\mu \\ &= \left(\frac{1+r-\rho}{1+g}\right)^3 b_t - \left[\frac{(1+r-\rho)^2}{(1+g)^3} + \frac{1+r-\rho}{(1+g)^2} + \frac{1}{1+g}\right]\mu, \end{aligned}$$

<sup>14</sup> 確率的経済での証明については、Bohn(1998b)を参照されたい。



$$\begin{aligned}
& : \\
b_{t+n} &= \frac{1+r-\rho}{1+g} b_{t+n-1} - \frac{1}{1+g} \mu = \left( \frac{1+r-\rho}{1+g} \right)^2 b_{t+n-2} - \left[ \frac{1+r-\rho}{(1+g)^2} + \frac{1}{1+g} \right] \mu \\
& = \dots = \left( \frac{1+r-\rho}{1+g} \right)^n b_t - (1+r-\rho) \mu \sum_{i=1}^n \left( \frac{1+r-\rho}{1+g} \right)^i.
\end{aligned} \tag{B.4}$$

ここで  $n$  期初の地方債残高の割引現在価値を  $z_n = \frac{B_{t+n}}{(1+r)^n}$  とおくと、

$$\frac{z_n}{Y_t} = (1+r)^{-n} \frac{B_{t+n}}{Y_t} = (1+r)^{-n} \frac{B_{t+n}}{Y_{t+n}} \frac{Y_{t+n}}{Y_{t+n-1}} \dots \frac{Y_{t+1}}{Y_t} = \left( \frac{1+g}{1+r} \right)^n b_{t+n}. \tag{B.5}$$

(B.4)式を(B.5)式に代入すると、

$$\begin{aligned}
\frac{z_n}{Y_t} &= \left( \frac{1+g}{1+r} \right)^n \left[ \left( \frac{1+r-\rho}{1+g} \right)^n b_t - (1+r-\rho) \mu \sum_{i=1}^n \left( \frac{1+r-\rho}{1+g} \right)^i \right] \\
&= \left( \frac{1+r-\rho}{1+r} \right)^n b_t - (1+r-\rho) \mu \left( \frac{1+g}{1+r} \right)^n \sum_{i=1}^n \left( \frac{1+r-\rho}{1+g} \right)^i \\
&< \left( \frac{1+r-\rho}{1+r} \right)^n b_t - (1+r-\rho) \mu \sum_{i=1}^n \left( \frac{1+r-\rho}{1+r} \right)^i.
\end{aligned} \tag{B.6}$$

ここで、 $\rho > 0$  であるため  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n}{Y_t} < -(1+r-\rho)(1+r)\rho^{-1}\mu$  となる。ゆえに、任意の時点  $t$

における県内総生産  $Y_t$  が有限な値を取り、かつ Bohn(1998a)の条件が成り立つならば、無限期先の地方債残高の割引現在価値は有限な値を取ることが分かり、その値を  $\lambda$  とおく。

地方債残高対 GPP 比の割引現在価値  $\frac{z_n}{Y_{t+n}}$  とおくと、 $\frac{z_n}{Y_{t+n}} = \frac{z_n}{Y_t} \frac{Y_t}{Y_{t+n}} = \frac{z_n}{Y_t} (1+g)^{-n}$  と整理

することができる。よって、 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{z_n}{Y_{t+n}} = \lambda(1+g)^{-n} = 0$  となり、地方債残高対 GPP 比の

割引現在価値はゼロであり、GPP 比で見たときの政府の予算制約式が満たされる。

### 補論 C. データの出所、および作成方法について

本稿では、地方債残高および都道府県の財政データは総務省『地方財政統計年報』より、GPP と政府支出(ここでは、公的資本形成と政府最終消費の和として計算する)については、内閣府『県民経済計算』の実質値を抽出した。なお、68SNA と 93SNA の接合は、1996 年度の 68SNA と 93SNA の比率をとり、1995 年度以前の 68SNA 値を調整した。なお、実質値については、福島県、埼玉県、岡山県、沖縄県については 1970 年代の一部に欠損値が存在するため、本稿のデータは unbalanced panel で推定を行うことになる。

プライマリーバランスについては、土居(2007)に従い、政府の以下のように作成する。

$$\begin{aligned} \text{プライマリーバランス} = & \text{公債費} + \text{積立前年度繰入充用金} - \text{地方債収入} - \text{繰越金} \\ & - \text{積立金取崩} + \text{翌年度に繰り越すべき財源} + \text{実質収支} \end{aligned} \quad (\text{C.1})$$

(C.1) 式を変形をすると、

$$\begin{aligned} \text{プライマリーバランス} = & \text{公債費} + \text{前年度繰入充用金} + \text{歳入総額} - \text{歳出総額} - \text{地方債収入} \\ & - \text{繰越金} + \text{今年度末積立金残高} - \text{前年度積立金残高} \end{aligned} \quad (\text{C.2})$$

なお、

$$\text{翌年度に繰り越すべき財源} + \text{実質収支} = \text{歳入総額} - \text{歳出総額} \quad (\text{C.3})$$

$$\text{積立金} - \text{積立金取崩} = \text{今年度末積立金残高} - \text{前年度末積立金残高} \quad (\text{C.4})$$

より、(C.2)式を以下のように変形できる。

$$\begin{aligned} \text{プライマリーバランス} = & \text{公債費} + \text{積立金} + \text{前年度繰入充用金} - \text{地方債} - \text{繰越金} - \text{積立金取} \\ & \text{崩} + \text{歳入総額} - \text{歳出総額} \end{aligned} \quad (\text{C.5})$$

本稿では、(C.5)式に基づき、プライマリーバランスの値を計算する。

なお、PB はプライマリーバランス、 $(1+r)B_t$  は公債費、 $B_{t+1}$  は地方債収入を表す。ゆえに、政府の予算制約式から、「プライマリーバランス = 公債費 - 地方債収入」と計算する。なお、本稿におけるプライマリーバランスと整合的な債務のストックの値とするため、推計に用いる地方債残高の値は「地方債残高 - 積立金残高」とする。なお、分析に用いるプライマリーバランス、(積立金残高を除いた)地方債残高、名目および実質県内総生産、実質政府支出の記述統計量は以下の表 C のとおりである。

表 C. データの記述統計量(単位：億円、観測データ数：2344(Unbalanced Panel)、小数点以下四捨五入)

項目	平均	標準偏差	最大値	最小値
(積立金除去後の)地方債残高	5937	9142	80219	91
地方交付税	1191	1025	8363	0
プライマリーバランス	-281	4779	7987	-7791
名目県内総生産	57387	102838	923005	374
実質県内総生産	67375	106932	994093	1914
実質政府支出	15447	18263	146763	620

表1-1. 経済成長率と地方債実効金利の平均値(1955年から2007年、ともに名目値)

都道府県	地方債実効金利(%)	経済成長率(%)	都道府県	地方債実効金利(%)	経済成長率(%)
北海道	5.46	7.15	滋賀	5.12	8.69
青森	5.3	7.78	京都	5.35	7.85
岩手	5.1	7.73	大阪	5.54	8.24
宮城	5.32	8.26	兵庫	5.55	7.48
秋田	5.21	7.1	奈良	5.13	7.48
山形	5.11	7.61	和歌山	5.09	6.82
福島	5.2	8.01	鳥取	5.07	7.27
茨城	5.2	8.84	島根	5.15	7.26
栃木	5.04	8.25	岡山	5.02	7.99
群馬	5.11	8.33	広島	5.08	8.18
埼玉	5.5	9.91	山口	5.16	7.06
千葉	5.55	9.83	徳島	5.09	7.56
東京	5.97	8.22	香川	5.05	7.56
神奈川	5.66	9.27	愛媛	5.16	7.12
新潟	5.07	7.59	高知	5.17	7.04
富山	5.16	7.59	福岡	5.25	7.59
石川	5.01	7.88	佐賀	5.17	7.41
福井	5.19	7.64	長崎	5.27	7.13
山梨	5.11	8.29	熊本	5.18	7.7
長野	5.25	8.11	大分	5.14	7.7
岐阜	5.02	7.82	宮崎	5.08	7.75
静岡	5.32	8.14	鹿児島	5.06	7.51
愛知	5.2	8.79	沖縄	4.94	9.3
三重	5.1	7.81	平均	5.21	7.91

注1:沖縄の地方債実効利率は1973年より

注2:1958年と1964～1968年の利払い費のデータが存在しないため、実効金利は作成されていない。

注3:実効利率は当年度利払費に前年度末地方債残高を除いた値で計算している。

表1-2. 経済成長率と地方債実効金利の平均値(1955年から1989年、ともに名目値)

都道府県	地方債実効金利(%)	経済成長率(%)	都道府県	地方債実効金利(%)	経済成長率(%)
北海道	6.63	10.6	滋賀	6.2	12.35
青森	6.49	11.2	京都	6.47	11.47
岩手	6.17	11.15	大阪	6.66	12.07
宮城	6.42	11.93	兵庫	6.67	11.13
秋田	6.35	10.17	奈良	6.15	11.61
山形	6.14	10.95	和歌山	6.2	9.86
福島	6.33	10.95	鳥取	6.12	10.73
茨城	6.31	12.74	島根	6.37	10.5
栃木	6.1	11.96	岡山	6.02	11.7
群馬	6.2	12.23	広島	6.11	11.96
埼玉	6.62	14.5	山口	6.32	10.26
千葉	6.77	14.29	徳島	6.12	10.89
東京	7.25	12.11	香川	6.1	11.03
神奈川	6.8	13.63	愛媛	6.27	10.36
新潟	6.13	11	高知	6.19	10.4
富山	6.19	11.16	福岡	6.39	10.89
石川	6.05	11.43	佐賀	6.37	10.45
福井	6.31	11.12	長崎	6.41	10.37
山梨	6.27	12.08	熊本	6.25	11.12
長野	6.31	11.74	大分	6.24	11.03
岐阜	6.14	11.41	宮崎	6.17	10.85
静岡	6.38	11.77	鹿児島	6.16	10.71
愛知	6.26	12.59	沖縄	6.36	13.32
三重	6.18	11.02	平均	6.32	11.47

注1:沖縄の地方債実効利率は1973年より

注2:1958年と1964～1968年の利払い費のデータが存在しないため、実効金利は作成されていない。

注3:実効利率は当年度利払費に前年度末地方債残高を除いた値で計算している。

表1-3. 経済成長率と地方債実効金利の平均値(1990年から2007年、ともに名目値)

都道府県	地方債実効金利(%)	経済成長率(%)	都道府県	地方債実効金利(%)	経済成長率(%)
北海道	3.65	0.65	滋賀	3.44	1.76
青森	3.46	1.29	京都	3.61	1.01
岩手	3.42	1.3	大阪	3.79	1.02
宮城	3.6	1.34	兵庫	3.81	0.59
秋田	3.44	1.3	奈良	3.56	0.93
山形	3.51	1.3	和歌山	3.58	1.07
福島	3.43	1.9	鳥取	3.44	0.76
茨城	3.49	1.47	島根	3.25	1.16
栃木	3.41	1.23	岡山	3.45	1
群馬	3.42	0.96	広島	3.48	1.04
埼玉	3.77	1.25	山口	3.34	1.01
千葉	3.65	1.43	徳島	3.51	1.26
東京	3.97	0.88	香川	3.41	1.01
神奈川	3.89	1.04	愛媛	3.43	1
新潟	3.44	1.17	高知	3.58	0.68
富山	3.56	0.84	福岡	3.49	1.37
石川	3.41	7.88	佐賀	3.31	1.68
福井	3.45	1.07	長崎	3.49	1.01
山梨	3.32	1.11	熊本	3.53	1.25
長野	3.62	1.24	大分	3.44	1.21
岐阜	3.29	1.04	宮崎	3.4	1.31
静岡	3.67	1.27	鹿児島	3.36	1.48
愛知	3.54	1.59	沖縄	3.58	1.73
三重	3.42	1.75	平均	3.51	1.19

注:実効利率は当年度利払費に前年度末地方債残高を除いた値で計算している。

表2. 地方債の持続可能性の回帰(被説明変数:プライマリーバランス対GPP比)

	I	II	III	IV	V	VI
地方債対 GPP比	-0.01 (0.01)	-0.011 (0.002)	0.08 (0.015)***	0.067 (0.014)***	0.02 (0.028)	-0.002 (0.027)
生産 ギャップ		$1.8 \times 10^{-10}$ ( $2.7 \times 10^{-10}$ )		$1.8 \times 10^{-10}$ ( $2.4 \times 10^{-10}$ )		$2.1 \times 10^{-9}$ ( $1.3 \times 10^{-9}$ )
政府支出 ギャップ		$-3.5 \times 10^{-9}$ ( $2.9 \times 10^{-9}$ )		$-5.2 \times 10^{-10}$ ( $5.1 \times 10^{-10}$ )		$-3.7 \times 10^{-8}$ ( $1.3 \times 10^{-8}$ )***
YVAR	$6.5 \times 10^{-7}$ ( $2.8 \times 10^{-7}$ ) ***		$1.4 \times 10^{-7}$ ( $4.6 \times 10^{-7}$ )		$9.2 \times 10^{-7}$ ( $4.1 \times 10^{-7}$ )**	
GVAR	-0.024 (0.001)***		-0.037 (0.009)***		-0.196 (0.049)***	
Adj. $R^2$	0.522	0.522	0.571	0.56	0.537	0.532
s.e.	0.016	0.016	0.003	0.0029	0.025	0.025
サンプル 数	2292	2292	1448	1448	844	844

Note:

- ・サンプル期間は I, II:1956-2007, III, IV:1956-1989, V, VI:1990-2007
- ・括弧内の数値は標準偏差を表す。また、\*は10%, \*\*は5%, \*\*\*は1%有意を表す。
- ・都道府県固有の誤差項の1階の系列相関は、 $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$  ( $\eta_{i,t}$ は*i.i.d*)を推定することで調整を行うことにより修正した。また不均一分散については、White cross-section standard errors and covariance によって修正した。
- ・生産ギャップ、政府支出ギャップは県民経済計算の実質県内総生産および実質政府支出の値をHodrick-Prescott filter の循環要因より抽出、YVAR, GVAR は Barro(1986)の定義に従い作成。

表 3. 都市部(東京、神奈川、愛知、大阪)における地方債の持続可能性の回帰  
(被説明変数:プライマリーバランス対 GPP 比)

	I	II	III	IV	V	VI
地方債対 GPP 比	0.045 (0.042)	0.069 (0.044)	0.162 (0.109)	0.114 (0.126)	0.158 (0.091)*	0.14 (0.075)*
生産 ギャップ		$1.1 \times 10^{-9}$ ( $2.8 \times 10^{-10}$ )* <sup>***</sup>		$1 \times 10^{-10}$ ( $4.2 \times 10^{-10}$ )* <sup>***</sup>		$1.4 \times 10^{-9}$ ( $2.9 \times 10^{-10}$ )* <sup>***</sup>
政府支出 ギャップ		$-4.9 \times 10^{-10}$ ( $3.9 \times 10^{-10}$ )		$-3.2 \times 10^{-10}$ ( $2.1 \times 10^{-10}$ )		$-4.2 \times 10^{-9}$ ( $1.2 \times 10^{-9}$ )* <sup>***</sup>
YVAR	-0.027 (0.061)		0.011 (0.049)		-0.144 (0.284)	
GVAR	-0.081 (0.048)		-0.109 (0.049)**		-0.178 (0.217)	
Adj. $R^2$	0.59	0.609	0.586	0.558	0.704	0.793
s.e.	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
サンプル 数	204	204	132	132	72	72

Note:

- ・サンプル期間は I, II:1956-2007, III, IV:1956-1989, V, VI:1990-2007
- ・括弧内の数値は標準偏差を表す。また、\*は 10%, \*\*は 5%, \*\*\*は 1%有意を表す。
- ・誤差項の 1 階の系列相関は、 $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$  ( $\eta_{i,t}$  は *i.i.d*) を推定することで調整を行った。また不均一分散については、White cross-section standard errors and covariance によって修正した。
- ・生産ギャップ、政府支出ギャップは県民経済計算の実質県内総生産および実質政府支出の値を Hodrick-Prescott filter の循環要因より抽出、YVAR, GVAR は Barro(1986)の定義に従い作成。



表4. 地方部(都市部以外の道府県)における地方債の持続可能性の回帰  
(被説明変数:プライマリーバランス対GPP比)

	I	II	III	IV	V	VI
地方債対 GPP比	0.004 (0.021)	0.002 (0.021)	0.085 (0.004)**	0.075 (0.04)	0.04 (0.065)	0.021 (0.06)
生産 ギャップ		$-7.7 \times 10^{-11}$ ( $1.8 \times 10^{-9}$ )		$1.5 \times 10^{-9}$ ( $9.3 \times 10^{-10}$ )		$-3.9 \times 10^{-10}$ ( $7.4 \times 10^{-9}$ )
政府支出 ギャップ		$-5.6 \times 10^{-9}$ ( $4.8 \times 10^{-9}$ )*		$-2.4 \times 10^{-9}$ ( $1.1 \times 10^{-9}$ )**		$-2.3 \times 10^{-8}$ ( $2.5 \times 10^{-8}$ )
YVAR	$6.8 \times 10^{-7}$ ( $6.9 \times 10^{-7}$ )		$-3.5 \times 10^{-8}$ ( $6.4 \times 10^{-8}$ )		$1.5 \times 10^{-6}$ ( $6.9 \times 10^{-7}$ )**	
GVAR	-0.031 (0.02)		-0.037 (0.022)		-0.161 (0.101)	
Adj. $R^2$	0.522	0.522	0.572	0.574	0.536	0.537
s.e.	0.016	0.016	0.003	0.003	0.026	0.026
サンプル 数	2088	2088	1316	1316	772	772

Note:

- ・サンプル期間は I, II:1956-2007, III, IV:1956-1989, V, VI:1990-2007
- ・括弧内の数値は標準偏差を表す。また、\*は 10%, \*\*は 5%, \*\*\*は 1%有意を表す。
- ・誤差項の 1 階の系列相関は、Cochrane-Orcutt 法により修正した。また不均一分散については、White cross-section standard errors and covariance によって修正した。
- ・生産ギャップ、政府支出ギャップは県民経済計算の実質県内総生産および実質政府支出の値を Hodrick- Prescott filter の循環要因より抽出、YVAR, GVAR は Barro(1986)の定義に従い作成。

表5. 地方債の持続可能性の回帰(被説明変数:純プライマリーバランス対 GPP 比)

	I	II	III	IV	V	VI
地方債対 GPP 比	-0.052 (0.01)***	-0.056 (0.011)***	0.018 (0.013)	-0.011 (0.014)	0.024 (0.029)	0.001 (0.028)
生産 ギャップ		$7.5 \times 10^{-10}$ ( $2.6 \times 10^{-10}$ )***		$2.8 \times 10^{-10}$ ( $2.9 \times 10^{-10}$ )		$3.4 \times 10^{-9}$ ( $1.3 \times 10^{-9}$ )**
政府支出 ギャップ		$-4 \times 10^{-9}$ ( $2.7 \times 10^{-9}$ )		$-8.2 \times 10^{-10}$ ( $5 \times 10^{-10}$ )		$-3.7 \times 10^{-8}$ ( $1.3 \times 10^{-8}$ )***
YVAR	$9.8 \times 10^{-7}$ ( $3.6 \times 10^{-7}$ )***		$2.3 \times 10^{-7}$ ( $4.3 \times 10^{-7}$ )		$1.9 \times 10^{-6}$ ( $4.6 \times 10^{-7}$ )***	
GVAR	-0.085 (0.006)***		-0.087 (0.001)***		-0.267 (0.049)***	
Adj. $R^2$	0.722	0.721	0.974	0.971	0.644	0.64
s.e.	0.016	0.016	0.003	0.003	0.025	0.025
サンプル数	2292	2292	1448	1448	844	844

Note: サンプル期間は I, II:1956-2007, III, IV:1956-1989(バブル前), V, VI:1990-2007(バブル後)

括弧内の数値は標準偏差を表す。また、\*は 10%, \*\*は 5%, \*\*\*は 1%有意を表す。

・誤差項の 1 階の系列相関は、 $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$  ( $\eta_{i,t}$  は *i.i.d*) を推定することで調整を行った。また不

均一分散については、White cross-section standard errors and covariance によって修正した。

・生産ギャップ、政府支出ギャップは県民経済計算の実質県内総生産および実質政府支出の値を Hodrick-Prescott filter の循環要因より抽出、YVAR, GVAR は Barro(1986)の定義に従い作成。

表6. 地方債の持続可能性の回帰：非線形項の導入(被説明変数:プライマリーバランス対GPP比)

	I	II	III	IV	V	VI
地方債対GPP比	-0.029 (0.014)**	-0.029 (0.015)**	0.082 (0.016)***	0.071 (0.014)***	-0.044 (0.021)**	-0.081 (0.025)***
(地方債対GPP比) <sup>2</sup>	0.159 (0.087)*	0.149 (0.085)*	0.091 (0.119)	0.125 (0.118)	0.309 (0.103)***	0.38 (0.117)***
生産ギャップ		$2.4 \times 10^{-10}$ ( $2.6 \times 10^{-10}$ )		$1.9 \times 10^{-10}$ ( $2.4 \times 10^{-10}$ )		$1.2 \times 10^{-9}$ ( $1.2 \times 10^{-9}$ )
政府支出ギャップ		$-3.4 \times 10^{-9}$ ( $2.8 \times 10^{-9}$ )		$-5.1 \times 10^{-10}$ ( $5.1 \times 10^{-10}$ )*		$-3.8 \times 10^{-8}$ ( $1.3 \times 10^{-8}$ )***
YVAR	$6.3 \times 10^{-7}$ ( $3 \times 10^{-7}$ )**		$1.4 \times 10^{-7}$ ( $4.5 \times 10^{-7}$ )		$8.2 \times 10^{-7}$ ( $4.1 \times 10^{-7}$ )**	
GVAR	-0.027*** (0.007)		-0.036 (0.01)***		-0.189 (0.046)***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.523	0.522	0.572	0.568	0.537	0.537
s.e.	0.016	0.016	0.003	0.003	0.025	0.025
サンプル数	2292	2292	1448	1448	844	844

Note:

- ・サンプル期間は I, II:1956-2007, III, IV:1956-1989, V, VI:1990-2007
- ・括弧内の数値は標準偏差を表す。また、\*は 10%, \*\*は 5%, \*\*\*は 1%有意を表す。
- ・都道府県固有の誤差項の 1 階の系列相関は、 $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$  ( $\eta_{i,t}$  は *i.i.d*) を推定することで調整を行うことにより修正した。また不均一分散については、White cross-section standard errors and covariance によって修正した。
- ・生産ギャップ、政府支出ギャップは県民経済計算の実質県内総生産および実質政府支出の値を Hodrick-Prescott filter の循環要因より抽出、YVAR, GVAR は Barro(1986)の定義に従い作成。

表7. 地方債の持続可能性の回帰:非線形項の導入(被説明変数:純プライマリーバランス対GPP比)

	I	II	III	IV	V	VI
地方債対GPP比	-0.092 (0.014)***	-0.091 (0.014)**	0.015 (0.014)	-0.013 (0.014)	-0.084 (0.021)**	-0.124 (0.026)***
(地方債対GPP比) <sup>2</sup>	0.334 (0.08084)***	0.305 (0.082)***	-0.136 (0.137)	-0.072 (0.127)	0.522 (0.097)***	0.59 (0.111)***
生産ギャップ		$8.7 \times 10^{-10}$ ( $2.6 \times 10^{-10}$ ) ***		$2.9 \times 10^{-10}$ ( $2.8 \times 10^{-10}$ )		$1.9 \times 10^{-9}$ ( $1.2 \times 10^{-9}$ )*
政府支出ギャップ		$-3.8 \times 10^{-9}$ ( $2.6 \times 10^{-9}$ )		$-8.3 \times 10^{-10}$ ( $5 \times 10^{-10}$ )*		$-3.8 \times 10^{-8}$ ( $1.3 \times 10^{-8}$ )***
YVAR	$9.5 \times 10^{-7}$ ( $3.1 \times 10^{-7}$ ) ***		$2.1 \times 10^{-7}$ ( $4.3 \times 10^{-7}$ )		$1.7 \times 10^{-6}$ ( $4.1 \times 10^{-7}$ )**	
GVAR	-0.091*** (0.008)		-0.088 (0.009)***		-0.255 (0.045)***	
Adj. $R^2$	0.723	0.722	0.974	0.971	0.645	0.642
s.e.	0.016	0.016	0.003	0.003	0.025	0.025
サンプル数	2292	2292	1448	1448	844	844

Note:

- ・サンプル期間は I, II:1956-2007, III, IV:1956-1989, V, VI:1990-2007
- ・括弧内の数値は標準偏差を表す。また、\*は 10%, \*\*は 5%, \*\*\*は 1%有意を表す。
- ・都道府県固有の誤差項の 1 階の系列相関は、 $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$  ( $\eta_{i,t}$  は *i.i.d*) を推定することで調整を行うことにより修正した。また不均一分散については、White cross-section standard errors and covariance によって修正した。
- ・生産ギャップ、政府支出ギャップは県民経済計算の実質県内総生産および実質政府支出の値を Hodrick-Prescott filter の循環要因より抽出、YVAR, GVAR は Barro(1986)の定義に従い作成。

表8. 各都道府県における Bohn の係数( $\phi$ )(被説明変数:プライマリーバランス対 GPP 比)

持続可能性の検定結果					
都道府県	係数		都道府県	係数	
北海道	-0.535177		滋賀	0.005916	
青森	0.041692		京都	0.031304	
岩手	-0.01527		大阪	0.040962	
宮城	0.033444		兵庫	0.139048	***
秋田	0.042348		奈良	0.032488	
山形	0.023688		和歌山	0.036346	
福島	-0.7715		鳥取	0.047473	**
茨城	-0.013011		島根	0.072938	**
栃木	0.00569		岡山	0.090128	**
群馬	0.026224		広島	0.010143	
埼玉	0.01075		山口	0.014614	
千葉	0.032204		徳島	0.021336	
東京	0.189174		香川	0.002006	
神奈川	0.284773	**	愛媛	0.055241	
新潟	-0.02727	*	高知	0.114608	***
富山	0.023217		福岡	-0.012602	
石川	-0.021108		佐賀	0.019819	
福井	0.026792		長崎	0.033589	
山梨	0.001306		熊本	0.00475	
長野	0.054105	*	大分	0.004591	
岐阜	0.052166		宮崎	0.04797	*
静岡	0.019092		鹿児島	0.020173	
愛知	-0.005636		沖縄	0.088406	**
三重	0.014605				

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%での有意水準

注:

・福島県、埼玉県、岡山県、沖縄県については、1980年から2007年までのサンプル期間となっている。

表9. 各都道府県における Bohn の係数( $\phi$ )(被説明変数:純プライマリーバランス対 GPP 比)

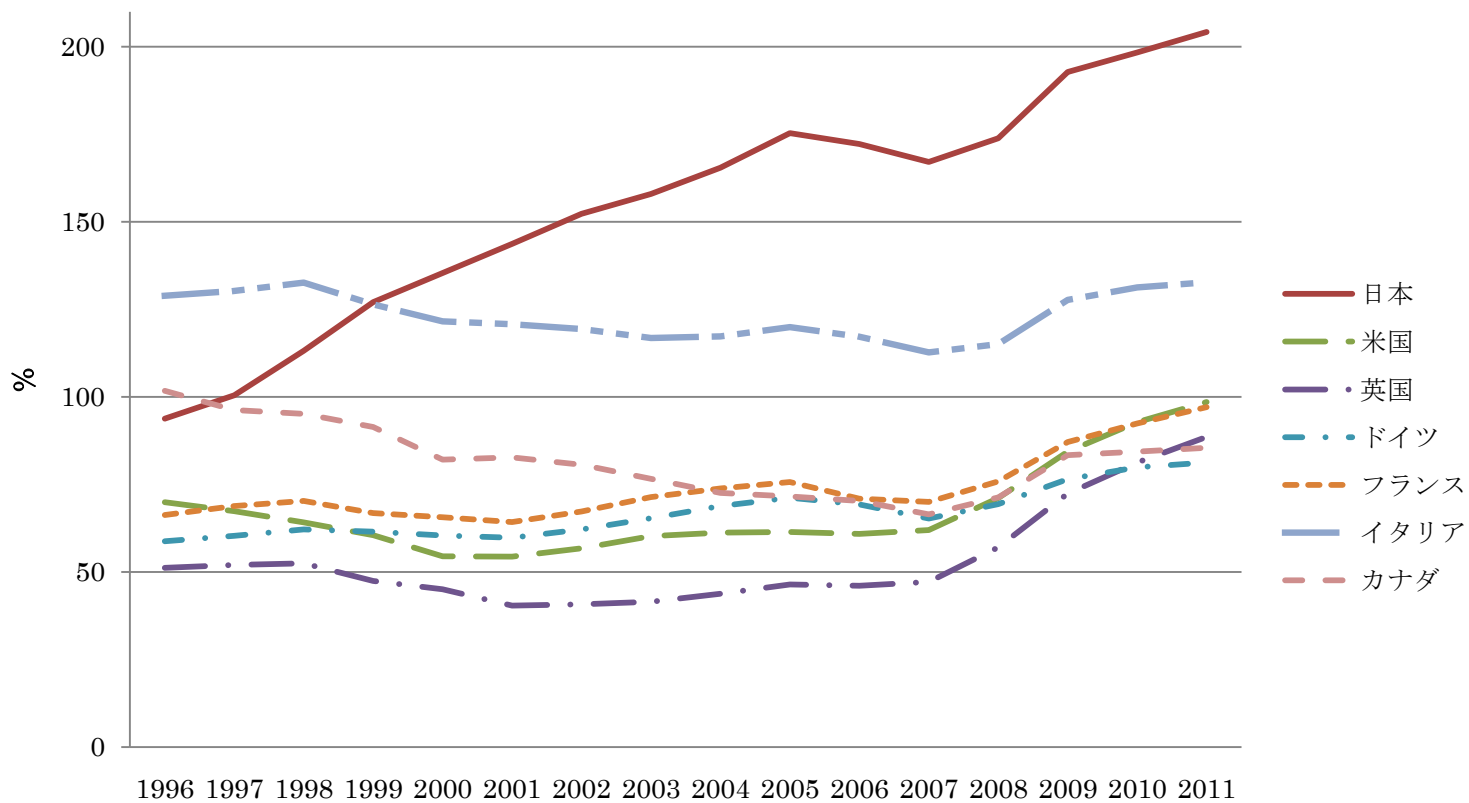
持続可能性の検定結果					
都道府県	係数		都道府県	係数	
北海道	-0.581983		滋賀	-0.029018	
青森	0.018049		京都	0.008586	
岩手	0.006253		大阪	-0.02421	
宮城	0.03875		兵庫	0.101832	***
秋田	0.032423		奈良	0.038552	
山形	0.027341		和歌山	0.072105	**
福島	-0.257907	**	鳥取	0.036104	
茨城	0.041933		島根	0.028409	
栃木	-0.051856		岡山	0.153369	***
群馬	0.06875		広島	0.006688	
埼玉	0.386105	**	山口	0.062023	
千葉	0.005937		徳島	0.038663	
東京	0.189174		香川	0.002963	
神奈川	0.188292		愛媛	0.049061	
新潟	-0.032734	**	高知	0.098412	***
富山	0.017773		福岡	0.369624	***
石川	-0.051515		佐賀	0.026588	
福井	-0.006992		長崎	-0.000219	
山梨	0.176468	***	熊本	0.021327	
長野	0.023338		大分	-0.01791	
岐阜	0.044367		宮崎	0.028787	
静岡	-0.05048		鹿児島	0.04507	
愛知	-0.030866		沖縄	0.045778	
三重	-0.003481				

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%での有意水準

注:

・福島県、埼玉県、岡山県、沖縄県については、1980年から2007年のみのサンプル期間となっている。

図1. 粗政府債務残高の国際比較(対GDP比)



データ出典:OECD Economic Outlook

図2. 地方債残高対GPP比推移(%)

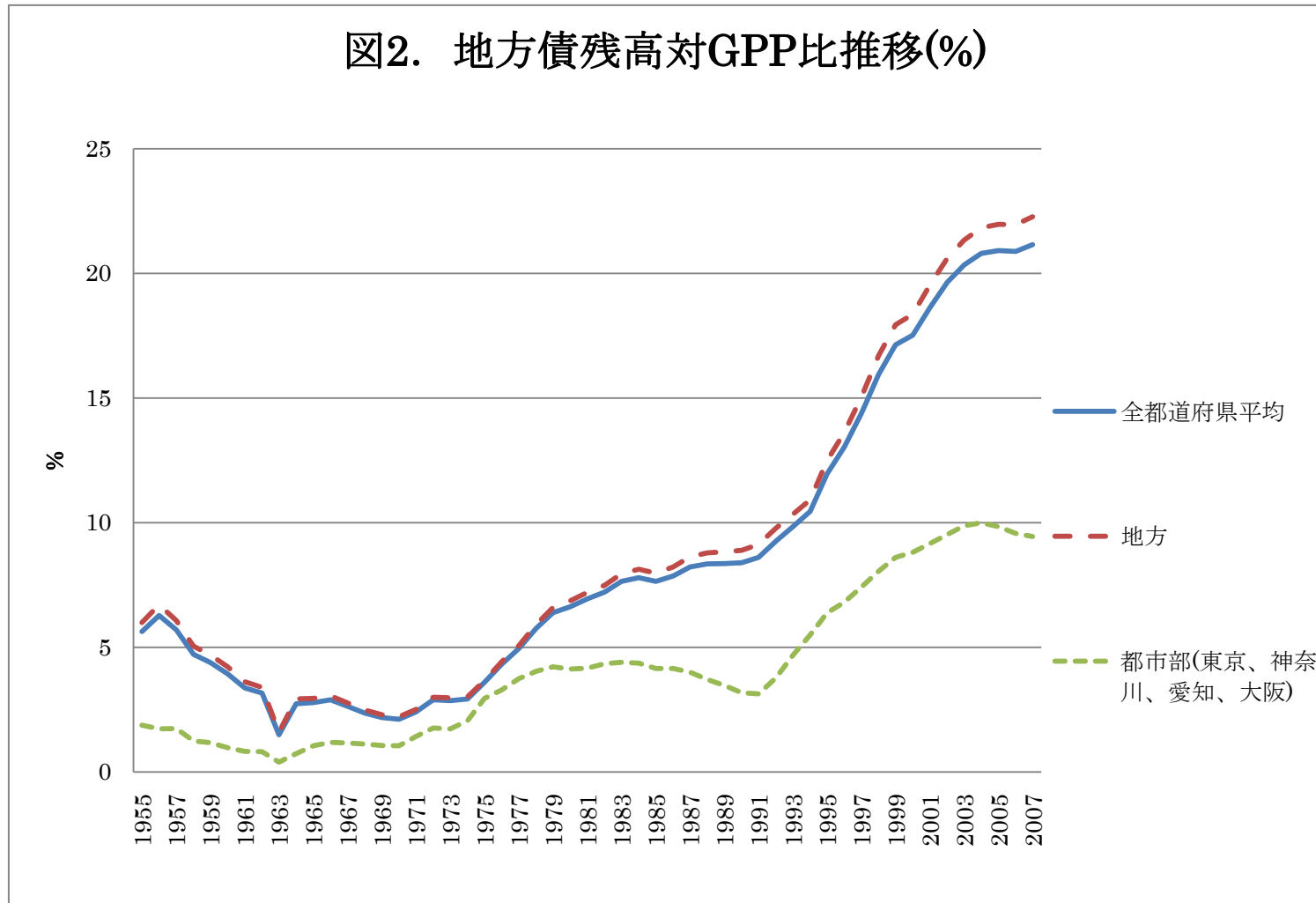




図3. 経済成長率と地方債実効金利の推移  
(都道府県平均値)

