大阪学院大学

経済論集

第30巻第１・２号

論　説

2016年６月

大阪学院大学　経済学会

経　済　論　集

第30巻第１・２号

2016年６月

大阪学院大学　経済学会

大阪学院大学経済論集
第30巻第１・２号、2016年６月

法人税に対する累進税率適用の可否に関する一考察
－課税の公平を中心として－

紙　　博文

要　約

本稿では、「課税の公平」の観点から法人税に対する累進税率適用の可否を議論している。税率構造として比例税率、累進税率があるが、比例税率は、課税標準の大きさに関係なく一定割合の税率を課すものであり、また累進税率は、金額ないし価額の増加に応じて累進して定められる税率である。

では、当該２つの税率に関していかなる適用基準が存在するのか。通常、納税義務者の担税力を直接の基準としない租税については、比例税率が、納税義務者の担税力を直接の基準として課される租税については、累進税率が用いられる。所得税と同様に担税力を基準とする法人税に比例税率が適用されているのは、個人（自然人）と法人とは性質が異なり、法人税が「富の再分配」になじまないことがその理由である。しかしながら、日本国憲法の趣旨に照らせば、納税に個人（自然人）、法人、外国人の区別はなく、よって、累進税率の適用も十分、考えられる。

キーワード：比例税率、累進税率、担税力、能力説、利益説
JEL 分類番号：K34.

目　次

はじめに

本稿の目的は、「課税の公平」の観点から法人税に対する累進税率適用の可否を議論することである。税率構造としては、比例税率（flat rate）、累進税率（graduation、progressive rate）があることが周知されている。ここで比例税率とは、課税標準の大きさに関係なく一定割合の税率を課すものであり（法人税、地価税・固定資産税・消費税等に係る税率）、また累進税率とは、金額ないし価額の増加に応じて累進して定められる税率をいう（所得税・相続税等）。

では、当該２つの税率に関していかなる適用基準が存在するのであろうか。通常、それらは納税義務者の担税力を直接の基準としない租税については、**比例税率**が用いられ、納税義務者の担税力を直接の基準として課される租税については、**累進税率**が用いられる、とされている[1]。

しかしながら、ここで奇異に思うのは、法人税、所得税、相続税にかかる当該税率の適用についてである。課税標準、すなわちそれはいずれも「所得」であるが、法人、個人の区別はあるものの担税力を直接の基準としながらも法人税には比例税率、所得税（相続税）に累進税率が適用されていることである[2]。

周知の通り、納税金額は、課税標準に税率を乗じて決定されるが、同じ「所得」を課税標準としながらもそこで適用される税率に齟齬があるとすれば、当該納税額が異なり、それがひいては公平を基本とする租税制度の根本をも揺るがすことにもなりかねないことになると思われる。

本稿では、当該課題を解決するために、まず、何故、税を納めるかについて

1）金子（[2014]、171-175頁）。

2）相続税については、まず「課税遺産総額」計算し、それに法定相続分通りに各人が取得したものとして取得金額を計算し、その金額に法定相続分に応じた税率を乗じて「相続税額の総額」を計算する。そして、この相続税額の総額に各々が取得した正味財産額である課税価額割合で按分し、相続税額を計算する。よって相続税の「課税標準」は、「所得」というより当該「取得価格」と言った方が良いであろう。

述べ、租税原理として利益悦、能力説について議論した後、課税の公平の論理を考察し、如何なる場合、如何なる理由で比例税率、累進税率が各々の“税”に適用されるのか、所得税法（相続税法）、法人税法による（課税）所得計算の概要を踏まえて、税率適用の可否を論究したい。

なお、本稿では表題にある通り、主に所得税率と法人税率に対する税率適用の比較を通して議論するものであり、現に比例税率（一定税率）が適用されている消費税、地方税等には言及していない。それは上述した2つの税率とは消費税、地方税等が税の性質・構造が基本的に異なるからである。

1．何故“税を納めるのか”

“何故に税を納めなくてはならないか”とう単純な疑問に対して金子（[2014年]、8頁）は、「…租税は、現代国家において種々の機能を果たしているが、その本来の機能は、公共サービスを提供するために必要な資金を調達することにある。したがって、租税法の基本概念である租税の意義につき、ここでは**『国家が、特別の給付に対する反対給付としてではなく、公共サービスを提供するための資金を調達する目的で、法律の定めに基づいて私人に課する金銭給付である』**（傍点、太字は筆者）」と述べられているが、この短い文言のなかに「我々が何故、税を納めるか」、また「租税とは何か」、「何のために納めるか」という考えが、含まれているように思われる[3)]。

すなわち、租税は“我々が国家から様々な公共サービス”を享受するために

3）その他、「租税とは何か」を論じたものに以下の見解がある。北野弘久（稿）「租税とは、国又は地方公共団体がその必要な経費に充てるため国民から反対給付なしに強制的に徴収する金銭給付である」北野弘久編著『現代税法講義第2版』法律文化社、平成6年　4頁。「租税とは、国又は地方公共団体がその課税権に基づき特別の給付に対する反対給付としてではなく、これらの経費に充てるための財力調達の目的をもって法律の定める課税要件に該当するすべての者に対して一般的標準により均等に賦課する金銭給付である」田中二郎著『租税法第3版』有斐閣、平成2年　2頁。

課され、そしてそれは特別な給付に対する反対給付ではなく、あらゆる公共サービスを提供するための資金調達を目的にしている。このため、当該命題に対しては単に「公共サービス提供するための資金調達」ということになるが、そこには後述するように「課税の公平」を考慮した租税原理が総合的に求められることになる[4)]。

2．租税原理

租税原理としては、「利益説（応益説）」、「能力説（応能説）」という２つの議論がある。前者は、納税者が政府から受ける便益（利益）に応じて租税を配分しようとするもので、これは政府から享受する利益の対価としての租税を意味している[5)]。

「利益説」にしたがえば、国民は課税と引き換えに政府のサービスを受益することができる。利益説を公平と感ずるのは、分配に関する限界生産力説を公平と感ずるのと似ている。すなわち分配の限界生産力説では、人々は生産に貢献した度合いに応じて所得分配を受けることとして説明がなされる。もともと人間は自分と相手との取引がgive and takeの関係になっていることを要求する

4）ここで総合的にとはその他、租税原則である「中立性」、「簡素」にも配慮することを意味している。

5）末永（[2006年]、157-158頁）も次のように述べている。「…応益負担の原理（以下、応益説という）は、**『国家活動から受ける給付（利益、対価）の程度に応じて』税を負担するのに対して**、応能負担の原理（以下、応能説という）は、『各人の税負担に応じて』、つまり担税力に応じて税負担を行うというものである。…税率は、税額を算出するために課税標準に対して適用される比率であり、大きく比例税率と累進税率に分けられる。**比例税率は、その税額が課税標準、ここでは所得が増大するとこれに比例して増大するとこれに比例して増加するので、先の応益説にマッチする税率といわれている。**これに対して、**累進税率（ここでは超過累進税率を想定する）は、課税標準＝所得が大きくなるにつれて次第に高い税率が適用されるので、先の応能説にマッチした税率であるとされる**（太字は筆者）。」

傾向にあり、それは相手が政府であってもいえるから納税するからには、その見返りとして政府からの利益を要求するのである。いわゆる受益者負担原則は人々に最も受け入れやすい原理であるといえる。すなわち、利益説は公平性の原理に合致していると同時に資源の効率的配分として政府による公共財の最適供給の条件を満たす可能性を持っている。ただ、この利益説の理論的な利点は同時に利益説によって**課税することが極めて難しいという欠点となっていることも忘れてはならない**。つまり、**人の予想受益額を測定することは困難と言わざるを得ないということである**。したがって、**利益説は公平性の理念としては優れているもののそれをそのまま厳密に具体的な課税政策に応用することはできない**、とされる[6]。

一方、「能力説」は、納税者が経済的に租税を負担することのできる能力（担税力）に応じて租税を配分しようとするもので、今日、この能力説が有力なものとして租税原則を支え、租税制度は当該議論に立脚しているともいえる。

能力説に従えば、**能力に応じて負担させれば負担感が軽減されるだろうという考えから、税負担は相対的に均等化されるという意味で「公平性の原則」にも合致しているとされる**。また、所得の大きさと所得から得られる限界効用の大きさは逆相関しており所得が大である程、限界効用は小さい。よって、所得を手放して税を納めることから失われる効用、すなわち犠牲は所得が大である程度小さくて済む。換言すれば所得が大きい程、税を負担する能力、担税力は大きい。このため、担税力に応じて課税することで負担感を公平にすることができるという。

さらに、「能力説」は、**担税力により課税することから、「所得の再配分」に資する税**であるともされている。

これらのことは金子（[2014]、81-82頁）の次のような言葉からも明らかである。

「…税負担が担税力に即して配分されなければならないことは、今日の

6）山田（[2014年]、86-88頁）。

租税理論がほぼ一致して認めるところである。…18、9世紀には、自由主義経済思想の影響のもと、利益説ないし対価説と呼ばれる考え方が主張され、税負担は各人が国家から受ける保護や利益に比例して配分されるべきである、と考えられた。しかし、**20世紀になると、租税を納付することは国民の当然の義務であり、税負担は各人の担税力に応じて配分されるべきである、という考え方が支配的になった**。担税力とは、各人の経済的負担能力のことであるが、担税力の基準としては、所得・財産および消費の3つをあげることができる。このうち、消費は、担税力の尺度としては最も劣っており、消費税は、課税対象の選定の仕方によっては、逆心的になりやすい。これに対し、所得および財産は、担税力の尺度としてはすぐれており、しかもそれらを対象とする租税においては、消費税の場合とは異なり、累進税率の適用が可能であるから、これらの租税は、公平な税負担の配分ならびに富の再配分の要請によりよく適合している。…（太字は筆者）」

このように「担税力」は各人の経済的負担能力を指し、その基準は所得、財産、消費であるもののこれらのうち所得、財産が当該担税力の尺度としてすぐれていることから累進税率の適用が可能であり、公平な税負担の配分ならびに富の再配分によりよく適合しており、「租税の意義」、「租税の役割」、それはすなわち「租税原理」でもあるが、最も適合しているといえる。

このように「能力説」が「租税原理」として有力な議論であり、そこには「担税力に適ったもので『公平な税負担』に適合する」こと、また「『富の再分配』によりよく適合する」という2つの根拠がある。

しかしながら、これとは異なった見解も散見される。山田（[2013]、88-89頁）は「能力説」が所得の差異に適した税であることは認めつつも「課税の公平」の観点からはそれは部分的な公平に過ぎないもので、むしろ「富の再分配」の方に有効であるとして次のような主張を述べている。

「…能力説は国民が政府から受ける便益については何も言っていないから、**税の負担がどれだけ公平になっても各人が享受する便益について不公平が生ずる可能性を排除できない。厳密に云えば能力説は部分的な公平性に過ぎない**。また、所得に関する限界効用逓減の法則から税負担感の逓減を導くには効用の個人間比較が可能でなければならない。**この点も厳密には比較可能と云えないから能力説は公平性の原則としては不完全である。能力説は税の公平性や公平さよりもむしろ所得の再分配を実現するのに有効な課税原理であると云える**。…（傍点、太字は筆者）」

また、牛島（[2004]、137-138頁）は、市場経済のもとで「等しいものを出し合う」ことが公平の原則であるとすれば、それは当該拘束される時間という観点から問題となるとして、まず「利益説」、「能力説」をそれぞれ説明した後、「利益」も「担税力」も時間という尺度を用いれば具体的な税制構造を示すことはできないとして次のような考えを述べている。

「…**利益説は、国が供給する公共財から受ける便益ないし利益に基準を求めて税の配分を決める考え方である**。公平の基準は『国から受ける利益に応じて、税負担を配分する』という命題で示される。ここで『応じて』とう表現には、納税者が出し合うべき『等しいもの』が含意されているのであって、『等しいもの』を決めるための尺度に『受益』の大きさがおかれているとみなされる。**これに対して能力説は、国から受ける利益とは全く関係なく、『各個人の持つ担税力に税負担を負うべきである』という命題で示されている能力説の基準にも、『に応じて』の言葉が含まれており、これによって能力説の場合、『等しいもの』は各個人の担税力となる**。

しかし、**いずれの説も、『等しいもの』と関連する『利益』ないしは『担税力』が各個人について正確に測られたとしても、それぞれの命題から、具体的な税構造を導き出すことはできない**のであって、この点が賦役に関する**公平の基準とことなるとことろである**。この理由は『に応じて』とい

う言葉に含まれる曖昧さにあるともいえるが、より正確にいえば、『利益』も『担税力』も時間に置き換えることができないところに原因がある。…（傍点、太字は筆者）」

要するに、「租税の意義」、「租税とは何か」という命題から「租税原理」を問えば、「課税の公平」が根底にあり最も優先されるべきであり、それを実現するには「能力説」が有力なる議論として考えられる。その理由は、当該能力説がその背後にある個々の担税力を考慮しており、また富の再分配にもよりよく適合するからである。すなわち、各人の能力に応じて税を負担させることで負担感が軽減され、税負担は相対的に均等化されることから公平性の原則に合っている。なお、これらの議論は「部分的な公平にすぎない」、また「不完全な公平である」との指摘については、能力説自体が国から享受する便益を度外視し、個人の税にかかる当該負担能力に依存していることから、個々人の受益は元々が測定不可能であり、またその要求水準も個人格差があり、確実なる受益を求めることはできない。よって、そうした指摘は能力説の批判にはあたらないと考える。

他方、利益説は、公共サービスから受益に対して税を支払うことから説得力のある議論であるものの上述したように公共サービスから各個人が受けると予想される受益額が不確定であることから「課税の公平」の観点から**理念**としては適切であるとしても「租税原理」には則ないものと考える。

3．課税の公平

3.1 経緯

「課税の公平」については、古くはアダム・スミスの著書「国富論」のなかで租税の４原則（①**公平の原則**、②明確の原則、③納税の便宜、④徴税費の節約）のうちその第１原則として、「公平の原則」の重要性が指摘されている。

アダム・スミス（[1976年]、（訳書）220-221頁）によれば、各個人の私的収入は、結局のところ、地代、利潤および賃金という３種類の源泉から生じることから、あらゆる租税も終局的にはこれらのどれかから、あるいはそれら全てから、つまりそれら４種から無差別に支払わざるを得ないとして、４種の収入のうち、終局的には、そのどれかただ１つにかかるような税はすべて、他の３つに影響しないのだから、その点ではかならず不公平であるということであり、課税についての公平の課題も当該不公平感の除去にあることである、と述べている。

また、遠藤（[1997年]、90-91頁）がまとめたワグナーの租税原則も当該原則として４つの大原則（⑴財政政策上の原則、⑵国民経済上の原則、⑶**公平の原則**、⑷税務政策上の原則）と９つの小原則（①十分の原則、②弾力性の原則、③税源選択の原則、④税種選択の原則、⑤普遍の原則、⑥**公平の原則**［・課税の普遍性…負担は普遍的に配分されること、・特権階級の免税は排除されるべきであること。・課税の平等性…負担は平等に、能力に応じて課税されること］⑦明確の原則、⑧便宜の原則、⑨最小徴税の原則）を述べており、さらにマスグレイブ（[1983年]、（訳書）286頁）」も「望ましい税構造の条件」として６つの租税原則（①**税負担の配分は公平であること**、②経済的諸決定に対する干渉を最小にするような税を選択、③投資意欲促進手段としての租税政策は租税体系の公平への干渉を最小にすべき、④租税構造は経済の安定と成長の目的のための財政政策の使用、⑤公正且つ非恣意的税務行政を可能にすること、⑥税務行政と納税上の費用をできるだけ最小する）と主張しており、いずれも「**課税の公平**」についての重要性に最大の配慮がなされている。

他方、わが国では、日本における長期的・安定的な税制と税務行政の確立を図るため、1949年にシャウプ使節団が来日し、いわゆる「シャウプ勧告書」を提出した。

この勧告書の基本原則は、1950年の税制改正に反映され、国税と地方税にわたる税制の合理化と負担の適正化が図られ、具体的には所得税を税制の根幹に

据え、**基礎控除額を引き上げて負担の軽減を図ると同時に、その減収分は高額所得者へ富裕税として課税された**。また、申告納税制度の水準の向上を図るための青色申告制度や、**容易で確実な納付のため**の納税貯蓄組合制度も導入された[7)]。

また、1988年、政府は「税制改革法」を制定し、その第３条において**税制の基本理念**として「今次の税制改革は、租税は国民が社会共通の費用を広く公平に分かち合うためのものであるという基本的認識の下に、**税負担の公平を確保し、税制の経済に対する中立性を保持し、及び税制の簡素化を図ることを基本原則**として行われるものとする」と規定し、「租税原則」として３つの原則［**“（負担の）公平”**、“（経済の）中立”、“（制度の）簡素”］が明らかにされた。

これら３つの原則のうち、とりわけ重要なのは“負担の公平”についてである。それは“公平”の概念が明確であってこそはじめて“税”を国民から徴収ができ、租税制度が確立するのである。

3.2 水平的公平と垂直的公平

課税の“公平”は「**応能負担**」がその基本をなすものであるという考え方が最も有力である。すなわち、税を負担できる人（高い所得を得る人＝「担税力［税を担う能力がある人］」）ほど、多くの税を負担する、という考え方である。その理由の１つには、担税力の高い人ほど公共機関との関係が深いことが挙げられる。

具体的な例を挙げれば、所得の高い人ほど公共施設（道路、通信、上下水道の負担－受益者負担－等）を利用することが多く、また様々な人々からターゲットになりやすく警察関係者等に対して多くを頼ることになるとも考えられる。さらに富の再分配機能や社会保障の充実の要請等も当該原則に求められることはこれまで述べた通りである。

ここで担税力のある人、すなわち経済力がある人がその分、多くの税を負担

7）国税庁Ｈ・Ｐより

すること、これを「**垂直的公平**」という。ここでの累進課税方式（累進税率の適用）はその具体的な制度である。また、同じ経済力を持つ人が同じ税を負担することを「**水平的公平**」という。

経済力のある人が、多く税を負担する、また同じ経済力をもつものが同じ税を負担する、という2つの考え方はどのように異なるのであろうか。

北野（[1987年]、35頁）は、垂直的公平は量的担税力として理解できるとして、これが同じ収入でも勤労性所得（給与所得、退職所得、事業所得等）と資産性所得（利子所得、配当所得、不動産所得等）とが同じ税率を課すものであれば、**当該応能負担には反するとして、**前者には低い税率を、後者には高い税率を乗じることにより「税の負担の公平」が維持されるとし、これを「質的担税力」と述べているが、筆者はこの「質的担税力」が「水平的公平」の本質ではないかと考えている。

よって、これら2つの“公平の概念”も根底は同じ意味であり、それはすなわち各人の「担税力（応能負担の原則）」に依存するものといえる。

4. 税率の構造

税額を算出するために課税標準に対して乗じられる比率が税率（tax rate）であり、課税標準が金額ないし価額をもって定められている場合、税率は、通常、百分比・万分比等をもって定められ、そこには比例税率、累進税率が適用される[8)]。

4.1 比例税率

課税標準の大きさに関係がなくその**一定割合である税率**をいう。例えば地価

8) なお、課税標準が数量をもって定められている場合、税率は、課税標準の一単位につき一定の金額で示される。以上、金子（[2014年]、171頁）。

税、固定資産税、消費税が一般的である。法人税も様々な優遇措置があるものの基本は一定税率、すなわち比例税率が適用されている。比例税率で税額を計算すれば、課税標準、すなわち「所得」であるが、大きければそれだけ多くの税額が計算される。また、比例税率は「利益説（応益説）」に合致した税率であるという。だが、そこには各人の担税力とは無関係であることはこれまで述べたとおりである。

4.2 累進税率

課税標準の金額ないし価額の増加にともない累進して定められる税率である。所得税、相続税等に適用されている。当該累進税率には課税標準が大きくなるにつれて、その全体に対して単純に高率を適用する**単純累進税率**と課税標準を多数の段階に区分し上の段階に進むにしたがって、段階的に高率を適用する**超過累進税率**とがある。超過累進税率における課税標準の区分の各段階を課税段階（bracket）といい各段階に適用される税率を段階税率（marginal rate）という。**超過累進税率は、担税力に応じた税負担の配分の要請に最も適合するため、多くの国において適用されており**、わが国も同様である[9)]。

4.3 課税の公平と税率構造

比例税率、累進税率、いずれの税率が適用されることが妥当であろうか。先に述べたように納税義務者の担税力を直接の基準としない租税には通常、比例税率が用いられ、納税義務者の担税力を直接の基準として課される租税については、累進税率が用いられる、という。

だが、課税の公平の観点から、それが各人の「担税力（応能負担の原則）」に依存するならば、そこには累進税率が適用されることになる。

このことについて北野（[2005年a]、18-21頁）は次のような主張を述べている。

9）金子（[2014年]、171-172頁）。

「…筆者が強調したいことがらは**『応能負担原則・累進税の原理は憲法の社会権思想（thinking of social human rights）の表現・具現化**であり、現代福祉国家における**最も重要な立憲主義（constitutionalism）の要請**である』。…**『フラット・タックス論は基本的に誤りである』**という点であった。**この要請は、個人課税はもとより、法人課税にも妥当すると強調したのであった**…日本を含めて多くの国において**租税及び租税体系のフラット化の流れが支配的になりつつある。**具体的に言えば、**累進税（progressive tax）**ではなく、均等税（poll tax）や**比例税（proportional tax）が支配的になりつつある。**フラット化を正当化する理論として、応益負担原則（principle "benefit to pay tax"）が持ち出される。応益負担原則は、課税庁側が課税の根拠の１つとして、いわばその説明の１つの手段として用いることができるが、**納税者側から言えば、税負担配分のあり方としては、応能負担原則・累進税の原理しか存在しない。**声高に主張される応益負担原則・フラット税の原理を正当化し得る社会科学的根拠も存在せず、また、憲法上の根拠も存在しない。…フラット・タックス論は基本的に誤りであると言わねばならない（傍点、太字は筆者）。」

北野教授によれば、応能負担原則・累進税の原理は憲法の社会権思想の表現・具現化であり、それは個人課税ばかりでなく法人課税にも妥当するという、そして納税者サイドからは税負担の在り方としては応能負担原則・累進税の原理しか存在しない。比例税率は誤りであり、それは課税庁が「利益説」を課税の根拠とするもののそこには社会科学的根拠も憲法上の根拠も存在しない。

しかしながら、牛島（[2004]、145頁）は財政学の見地から累進税率、比例税率適用のこれまでの経緯を述べたうえで、累進税率の根拠の希薄さを次のように主張している。

「…戦後、**世界経済が順調に展開されていた1960年代および70年代は、いずれの国も堅実な経済情勢を背景に高所得者から多くの税をとるという**

考えを持っていた。そのため累進度の高い所得税構造が設定されてきた。そして、この状態が長くつづくことで、誰もが『**所得税の公平は累進課税によって実現する』という考えを持つようになった。**…そして、1980年代に入って世界経済に不安定さが増すにつれて、中堅所得者層の労働インセンティブと関連して累進度が問題にされることになるのである。…80年代に入って所得の伸びの鈍化が見られるようになると、強く感じる税負担感が労働インセンティブに作用して、さらに、経済の停滞を長引かせるという悪循環さえ現れてきた。これによって、各国とも『**高所得者に重い税を課す』という考えを見直す必要が出てきたため、1980年代に入って、各国とも所得税の思い切ったフラット化を進めることとなった。このことを見ても、累進課税の根拠づけは希薄であって、**その時々にすすめられる**租税政策の方向づけと関連して、結果的に累進課税の構造が決められてきたと見るべきであろう**（傍点、太字は筆者）。」

このようにみると比例税率は「利益説（応益説）」を反映した税率であり、それがいわゆる政策的な観点から適用されているものといえよう。他方、累進税率は「能力説（応能説）」を根拠として、課税の公平に合致した税率であると考えられる。したがって北野教授も述べたように税率構造としては「累進税率」が課税の公平に最も合致した税率であるといわねばならない。

5．個人所得課税と法人所得課税の概要

基本的に税額の計算は、課税標準に税率を乗じることで求められる。ここでの課税標準は標記に関する課税では「所得」であることからここでは所得とは何か、つまりそれは「所得概念」あるが、検討しておく必要がある。そしてそれらを踏まえて各々、所得課税、法人課税の“所得”の計算を確認する。

5.1 所得概念

金子（[2014年]、177-179頁）は、真の意味における所得（real income）は財貨の利用によって得られる効用と人的役務から満足を意味するが、これらの効用や満足を測定し定量化することは困難であり、よって金銭的な価値で表現せざるをえない、として「所得概念」を消費型（支出型）所得概念と取得型（発生型）所得概念の２つに分類されているが、前者は①所得の概念を消費として構成することは所得の言葉に反すること、②蓄積に向けられる部分を課税の対象から除外すること、③相続税・贈与税の大幅な増税をもたらすこと、④高齢弱者が貯蓄を取り崩しその消費に課税することの不合理性、⑤消費のための借入に関しても課税されるという常識に欠ける、⑥家族間の所得の帰属が不確定であること、⑦税務執行が困難を極めること、⑧法人税への根拠づけが困難という欠点が指摘されており不備であるとされる。

他方、取得型（発生型）所得概念には２つの考え方がある。１つは、「制限的所得概念」であり、他の１つは「包括的所得概念」である。前者は一時的・偶発的・恩恵的な利得から得る所得はその範囲から除外するが、後者では、人の担税力を増加させる経済的利得はすべて所得を構成する。したがって、反復的・継続的な利得だけでなく一時的・偶発的・恩恵的な所得も皆、すべてが各人の所得に含まれるという考え方である。「包括的所得概念」[10]は多くの先進国が採用しており、わが国も当該所得概念を採用している。

「包括的所得概念」の特徴は、①一時的・偶発的・恩恵的な利得であっても利得者の担税力を増加させることができ、担税力を増加させることになり課税の対象となり得る、②すべての利得を課税対象とすることで公平の原則にも合致すること、③所得の範囲を広く構成することで、景気調整機能を増大させる、という３つである。

10）よって、極端な例えではあるが、泥棒がお金を盗んだケースでも厳密にはその泥棒は収入（所得）を得たことになる。

しかしながら、上述した説明では所得概念の構成はあきらかにされるものの「所得とは何か」という具体的な命題には答えていない。

金子（[2001年]、125頁）は、“所得”とは「新たに生産された富」ないし「附加価値」のことであると定義をしているが、ここでの「富」「附加価値」は具体的には、何を指すのだろうか。「経済的な価値」とこの文言を置き換えればわかりやすいのではないだろうか。すなわち所得とは、「新たな経済的価値の流入」であり、現在の包括的所得概念のもとでは、個人、法人に対して一時的・偶発的・恩恵的なものであってもそられはすべて“**新たに流入する経済的価値**”となり、所得を形成する[11)]。

5.2 個人所得課税の概要

個人所得課税の基本原則は、「誰の、どんな所得が、いつ課税され、計算はどうなるのか」であり、具体的には、①「所得」発生しているか（所得概念）、②その所得は誰のものか（所得の人的帰属）、③非課税の対象となっていないか（非課税所得）、④その所得はどんな種類か（所得の種類）、⑤その所得はいつ、だれに課税されるか（所得の年度帰属、人的帰属）、⑥控除されるものは何か（所得計算＝所得税額の計算）[12)]からなっている。

所得税法21条には、所得税額の計算の順序が規定されているが、それによると、まず、所得を「担税力」に基づき10種類（利子所得、配当所得、不動産所得、事業所得、給与所得、退職所得、山林所得、譲渡所得、一時所得、雑所得）に分類する。ここでの計算は１部の例外があるものの「収入－（必要）経費」[13)]である。このうち、山林所得、退職所得は分離課税として独自に計算されるが、残りの８つは１部例外があるものの「総合所得」としてまとめられる。その際には

11）以上、木山（[2014年]、67-68頁）。

12）以上、木山（[2014年]、57頁）を一部修正。

13）この計算式で求められるのは、事業所得、不動産所得、山林所得、雑所得の４つである。給与所得は、経費の代わりに「給与所得控除額」が適用されている。

「損益通算」ができるものはそれを行い、一時所得と長期譲渡所得（保有期間が５年超のもの）についてはその２分の１を総合所得に算入する。ここまでの計算において「総所得金額」、「山林所得」、「退職所得」の３つが存在する。

ただ、その他土地・建物等の譲渡所得、株式等（上場株式、それ以外の株式）にかかる譲渡所得について前者は分離課税、後者については分離、総合のどちらかを選択できる。そして、「所得控除」を行い、「課税総所得金額」、「課税山林所得金額」、「課税退職所得金額」、「その他課税所得（土地・建物の長期・短期所得、分離選択の上場株式の課税配当所得、株式等に係る課税譲渡所得等）金額」が求められる。ここで、表－１に示す税率を乗じるのは「課税総所得金額」に対してである。そうすることによって当該税額が計算される。その他は分離課税であることから各々の税率を乗じることで既に税額は確定している。総合、分離課税による税額を合算し、仮の納税額が決定し、その後、税額控除、源泉徴収額の控除がなされ、申告税額が決定される。

ここで長期譲渡所得と一時所得に対してその２分の１を総所得金額に算入するのは、各個人の「担税力」の多寡によるものであり、表－１の税率表も（超過）累進税率の適用である。

なお、ここでは所得控除（所得税法72条～86条）、非課税所得（所得税法９条①～⑱）、分離課税の多さも注目される。

図表－１　税率表（平成27以降）［超過累進税率］

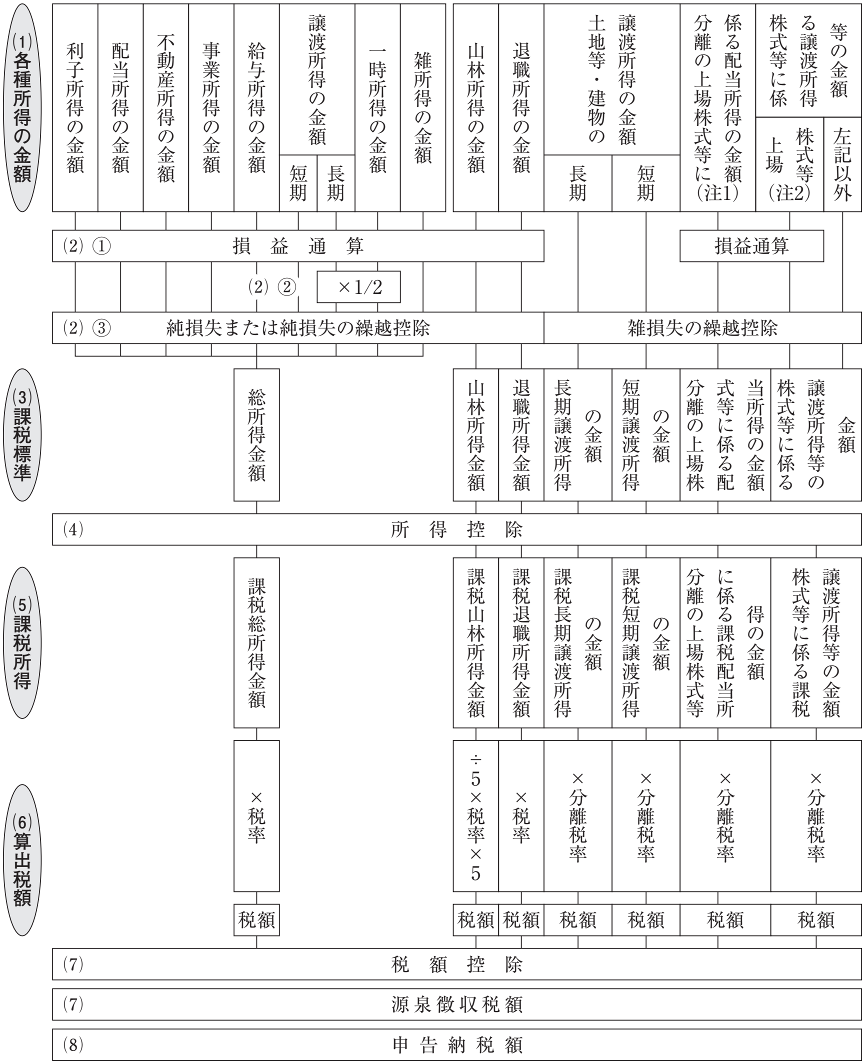
所得税法89条。なお、平成25年より平成49年までの各年分の確定申告において、その年の基準所得税額の2.1％が復興特別所得税として徴収される（「東日本大震災からの復興のための施策を実施するために必要な財源の確保に関する特別措置法」８、９、10、13条）。

課税される所得金額	税率	控除額
195万円以下	５％	0円
195万円を超え330万円以下	10%	97,500円
330万円を超え695万円以下	20%	427,500円
695万円を超え900万円以下	23%	636,000円
900万円を超え1,800万円以下	33%	1,536,000円
1,800万円を超え4,000万円以下	40%	2,796,000円
4,000万円超	45%	4,796,000円

以下にこれまで述べた計算のフローを示す。[14)]

14）山口（［2015年］、９頁）のフローチャートを引用した。

図表－2　所得税の計算フローチャート



（注１）平成28年分以後は、特定公社債等の利子所得も含まれます。
（注２）平成28年分以後は、特定公社債等の譲渡所得も含まれます。

5. 3 法人所得課税の概要

法人税は、「法人の所得」にかかる税金である。通常、課税所得は、下記の計算式にて計算される。

課税所得＝当期純利益＋益金算入＋損金不算入－損金算入－益金不算入

しかしながら、実務では、申告用紙の別表－４、別表－５にて算出される。企業の決算により、「当期純利益」が求められると、その金額を出発点として、「益金算入」項目、「損金算入」項目等にて調整計算がなされ税額が決定される。なお、「益金算入」項目、「損金算入」項目以外は、それぞれ「益金不算入」項目、「損金不算入」項目となる。

ここでは、どんな要件があれば「益金算入」となるか、また「損金算入」項目となるかが論点となる。

こうして計算された金額に図表－３の税率を乗じて税額が決定され、特別な税金を加え、また税額控除を経て申告額が決定する（図表－４を参照）。

ここで計算された申告額は、いずれにせよ「法人の所得」を示し、それは企業の「担税力」の大きさを示すものであろう。

図表－３　税率表　各事業年度の所得に対して課せられる税率

（平成28年４月１日より開始する事業年度より適用：措置法42の３の２他）

法人の種類	所得金額	所得が年800万円以下の金額に対する税率	所得が年800万円超の金額に対する税率
普通法人 （期末の資本及び出資が１億を超える）	全ての所得	23.4%	23.4%
普通中小法人 （期末の資本及び出資が１億円以下）	全ての所得	15%	23.4%

・一般社団法人等及び公益法人とみなされている法人（一般社団法人、公益社団法人 etc.） ・人格のない社団等（マンション管理組合、大学校友会、PTA、NPO 法人 etc.）	収益事業に係る所得	15%	23.4%
公益法人等 (学校法人、社会福祉法人etc)	収益事業に係る所得	15%	19%
協同組合等（単体・農協、商工組合 etc） 特定医療法人（単体）	全ての所得	15%	19%
協同組合等（連結） 特定医療法人（連結）	全ての所得	16%	20%
特定の協同組合等の特例税率（10億円超の部分）	全ての所得	22%	

税法が定める中小企業…資本金１億円以下の企業をいう。但し、大企業（資本金１億円を超える企業）の子会社ではないこと。

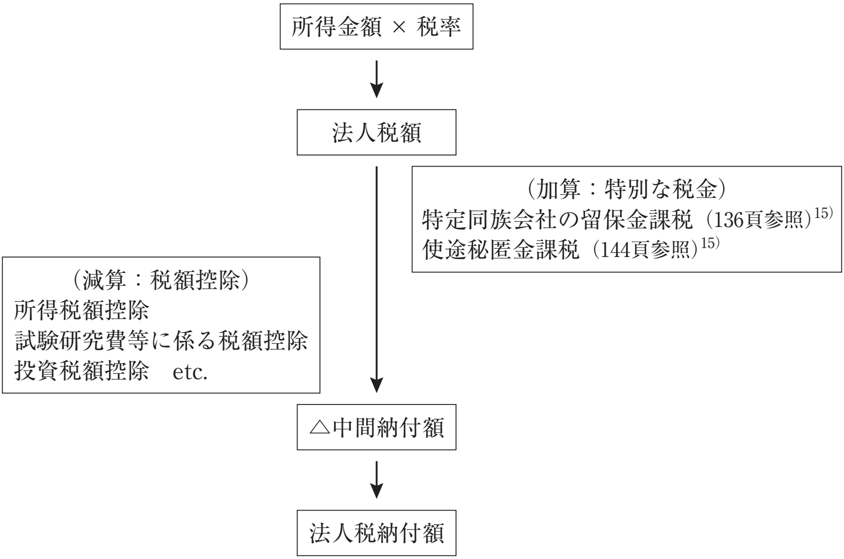
一般社団法人等…一般社団法人及び一般財団法人並びに公益社団法人及び公益財団法人をいう。但し、**一般社団法人及び一般財団法人は普通法人とみなされる**。

公益法人とみなされるもの…認可地縁団体、管理組合法人及び団地管理組合法人、法人である政党等、防災街区整備事業組合、特定非営利活動法人等をいう。

特定の協同組合等…その事業年度における物品供給事業のうち店舗において行われるものに係る収入金額が1,000億円にその事業年度の月数を乗じてこれを12で除して計算した金額以上であること等、一定の条件を満たす協同組合をいう。

※上記表は28年４月より適用されたが、平成30年４月より23.4％が23.2％に軽減税率15％が19％になることが予定されている。

図表－４　法人税の計算フローチャート[15)]



計算式で示せば次の通り。

法人税納付額
　＝（所得金額 × 税率）＋（特別な税金）－（税額控除）－（中間納付額）

６．法人税に対する累進税率適用の可否にかかる議論

このように所得税、法人税とも「所得」をその課税標準としているものの両者にかかる税率は、前者が累進税率であり、後者が比例税率である。では、こうした税率の適用論理は何を基準とされているのであろうか。

ここに1986年に公表された政府税制調査会の答申がある[16)]。それによると税

15）三宅（[2015年]、143頁）のフローをもとに修正。
16）『「税制の抜本的見直しについての答申」昭和61年10月28日　内閣総理大臣　中曽根康弘殿　税制調査会会長　小倉武一』60-61頁。

率構造として、法人課税に累進税率を導入すべきであるとする意見があるものの累進税率の適用を妥当とする考え方の基礎にあるとされる限界効用逓減の法則[17)]や所得の再配分という概念は、**本来、自然人である個人についてのみ考えられることであり、法人についてはあてはまらない。**もし、**仮に累進税率を導入した場合、事業の性格上、資本規模や配当原資としての所得の絶対額が必然的に大きくならざるを得ない企業は相対的に不利となること等の問題を生じさせるおそれがある。**したがって、**法人課税に累進税率を導入することは適当ではなく、税率は基本的には単一の比例税率であるべきである、**との論理である。

確かに、所得の再配分機能は自然人に対してのものであり、法人についてはなじまないという理屈もわからないわけではない。また、累進税率を適用することが資本規模や配当原資として所得の絶対額が大きくなる企業にとっては相対的に不利になることから比例税率を適用すべきであることも妥当のように思われる。しかしながら、この論理だけで法人税に対する累進税率適用を否定することは根拠が薄いといわねばならない。その理由は、所得の再分配は所得税に限られたものではなく、所得、すなわち「新たな経済的価値の流入」、担税力があるものには等しく税が課され、このことが公共サービスや社会保障等の財源として活用されることに問題はないと思われる。また、所得の絶対額が大

17)「限界効用逓減の法則」が必ずしも累進税率の適用の根拠とはならないとして山田（[2013年]、122頁）は次のような批判的な見解を述べている。「…累進税制を肯定する理由に所得の限界効用の逓減法則という性質を根拠にするものがある。所得が増加するにつれて所得１単位を消費したときの限界効用が減少するという法則である。確かに所有金額が大きくなるにつれて１円のありがたさが低下することは誰しも経験する。これを税金にあてはめれば納税額１円の負担感は所得が増えるにしたがって低下することになろう。しかし、同一の個人については妥当するかもしれないが、異なる個人間ではでは必ずしもあてはまらない。人々の考え方は様々であり、いわゆる個人効用比較の不可能性という問題である。むしろ貯蓄心の強い人々ほど金銭に対する執着心が強いことや、あるいは経済的成功を収めた人々ほど無駄な出費に対する節約心はそうでない人より強い傾向がある。したがって税の負担感が所得とともに逓減するから税が累進的でよいということにはならない。…」

きくならざるを得ない企業にとっては不利であるとの指摘についても、同様、企業はその資本規模を小さくするため資本分割等の対策を講じると思われるが、こうしたことは現在のグローバルな企業展開による子会社の設立や「持ち株」会社等の促進、グループ納税の現状をみれば、それほど不利になるとは思われない。

北野（[2005年]、142-145頁）は憲法理念の観点から、エコノミストたちによって法人税には応能負担原則・累進税の原理がなじまないとの指摘をしばしばうけてきた。日本の法人税（法人所得税）は、実定法制度としては所得税（個人所得税）とは別個の租税として位置づけられており、日本の法人税制度は、法人を個人とは別個の社会的存在（social entity）としてとらえている。よって、現代社会では、法人は個人とは別個の法的主体であり、社会的、政治的、経済的にも別個の構成単位（social unit）であることは認めることができる。ただ、日本国憲法30条は、『国民は、法律の定めるところにより、納税の義務を負ふ』と規定しており、ここでの『国民』はnationではなく、people, peupleを意味し、日本人のみならず外国人、法人、団体等を含むと考えられる。すなわち、**日本の租税国家社会を構成する法人を含むすべての人々を意味するわけで同条の『法律』は租税の使途面と徴収面との双方の憲法適合的な『法律』を意味し**、租税国家を前提とする日本国憲法は、租税の使途と徴収とのあり方の法規範原則を規定しているのである。それ故、使途のあり方では人権尊重、『福祉本位』。徴収のあり方では『応能負担原則』を規定し、これは法人も例外でなく、憲法上、「応能負担原則」に適合した『法律』に基づいて納税義務を負うべきである、と主張している。

また、財政学者である伊藤（[1986年]、88-89頁）も次のような議論を述べている。

「…個人企業の場合、課税される所得税が累進税率であるのに対して、なぜ法人企業の場合の法人税についてはそうなっていないのかについて

は、所得の限界効用逓減とか所得の再配分という観念は、法人にはなじまないという理屈がある。

　しかし、会社の利益が経済力の大きさを示す指標であるということは、担税力の大きさを示すものであるということとイコールであるし、特に大法人の場合、（先に述べたように）利益が株主のものというより、むしろ会社それ自体の所有物であるとされるならば、累進課税をしてはならないという理屈は成立しないのではないか。…（括弧は筆者）」[18)]

このように法学者、財政学者の視点からも法人税といえども「応能負担原則」、つまり累進税率の適用が支持されている。

しかしながら、所得税課税においても法人課税のような比例税率が実質的には**既に適用されている**、との見解もある。すなわち、**累進税率が存在している**

18）なお、牛島（［2004］、140-142頁）の累進税率を支持する次のような見解もある。「…市場経済体制のもとで『貢献に応じた分配』に基準をおく限り、所得格差が生まれるのは当然のことであるから、この種の所得格差の是正を理由に累進課税の根拠づけを行うことはできない。しかし、実際の所得の分配状態が『貢献度に応じた分配』の基準から乖離した位置にあるときは、その乖離を是正するために累進課税を導入する根拠があたえられることはありうる。問題は乖離の方向である。…労働市場、資本市場、および土地市場等の生産要素市場が完全競争市場に近い状態にあるとき、そこで決まる所得分配状態は『貢献に応じた分配』に近い状態にあるといえる。ただ、生産要素市場は完全競争を阻害する要素が混入しやすいことから、実際の分配状態は『貢献に応じた分配』から乖離しているとみなされ、しかもそこにはつねに一定方向のバイアスが働いているといえる。…資本主義体制のもとで市場経済を基盤とするすべての国は『貢献に応じた分配』を基本としているが、生産要素は必ずしも完全競争市場でないため、実際の所得の分配状態はそこから乖離して決まる。そこでの乖離の方向は、…『貢献に応じた分配』であるとすれば、所得の再分配を通じて…（それらは）課税＝移転支出によってなされるが、課税形態は、…おおむね累進課税の形態をとることになる。これに対して、**移転支出のところは、さらに２つに分かれ、その１は、所得のない人々の生活を公的扶助で支えていこうというものであり、もう１つは、所得水準の低い人々の生活を扶養手当、医療手当など諸手当を給付して、支えていくものである。**これらの移転支出はいずれの国も社会保障制度によって実行される。このように、『貢献に応じた分配』と社会保障制度を主軸とする、いわゆる福祉国家において所得税の公平は累進課税によって支えられているという考え方が、ア・プリオリに持たれるようになった（太字は筆者）。」

にもかかわらず機能していない、というのである。神野（[2010年]、64-69頁）は、人が最低限限度生きていくための生活費だけは、免除しようとして所得税に基礎控除を入れている。また、他に配偶者控除、配偶者特別控除、扶養控除、特定扶養控除等の各種所得控除、さらに非課税所得の規定（所得税法９条第１項①～⑱に規定されている、他「租税特別措置法」にも規定あり）もある。そして、これらの所得を合算し「総合所得」に累進税率をかけて税額を計算するが、ここでは分離課税の存在も忘れてはならない。所得は給与所得ばかりではなく、利子所得や配当所得、不動産所得などの資産所得もあり、日本の所得税ではこうした資産所得や配当所得、不動産所得などの資産所得の多くが分離課税として累進税率が適用除外とされている。例えば、配当所得は上場株式の場合10%、利子所得には20%と定率であり、比例税率が乗じられている。ただ、重要なのは、キャピタル・ゲイン、つまり、株式を安く買って高く売って得た利益（そのものの価値の上昇分）への課税である。この株式の売却益についても特例があり（総合課税か分離課税の選択）、さらには累進税率の超過累進税率の所得段階が現在「７段階でよいのか」という問題もある。よって、**わが国の所得税は既に比例的な負担になっており、高額所得者の所得に対する累進税率の適用はないに等しい**、という考えである。

このように前述した累進税率適用の理念にもかかわらず、わが国は既にオール比例税率の適用がなされているという。いわば、「税構造のフラット化」である。

しかしながら、確かに上述したように様々な控除があるものの所得税の基本は損益通算等が適用されていることからも「総合所得課税」である。分離課税は例外的な措置であって、この議論は、実質的な比例税率の適用の事実を示したもので、まさに現状の累進税率の欠点を指摘したものであるといえよう。

以上、法人税に対する累進税率適用の論理をまとめると次の４点になると思われる。

①企業の利益が経済力の大きさを示す指標であるということは、担税力の大きさを示すものであるということとイコールである。よって、特に大法人の場合、（先に述べたように）利益が株主のものというより、むしろ会社それ自体の所有物であるとされるならば、累進課税を適用すべきではないという論理は成立しないと考えられる。

②日本の法人税制度は、法人を個人とは別個の社会的存在としてとらえている。したがって、現代社会では法人は個人とは別個の法的主体、別個の構成単位であることは認めることができる。しかしながら、日本国憲法30条の規定をみると、そこでは日本人のみならず外国人、法人、団体等を含み、租税の使途と徴収とのあり方の法規範原則を定めている。それ故、使途のあり方は人権尊重、『福祉本位』が優先され、また、徴収のあり方では『応能負担原則』が規定されている。このことは法人も例外でなく、憲法上、「応能負担原則」に適合した『法律』に基づいた納税義務を負うべきである。

③所得の再配分機能は自然人に対してのものであり、法人についてはなじまない、また、累進税率を適用することが資本規模や配当原資として所得の絶対額が大きくなる企業にとっては相対的に不利になることから比例税率を適用すべきである、とする議論については、所得の再分配は所得税に限られたものではなく、所得、つまり「新たな経済的価値の流入」があり、担税力のあるものには等しく税が課され、それが公共サービスや社会保障等の財源として活用されることには問題はない。さらに、所得の絶対額が大きくならざるを得ない企業にとっては不利であるとの指摘に対しても、現在のグローバルな企業展開による子会社の設立や「持ち株」会社等の促進、グループ納税の現状からみれば、それほど不利とは思われない。

④所得税には累進税率、法人税は比例税率が、現在、適用されているが、

実質的にはオール比例税率の適用がなされているとの指摘に対しても、それは所得税法に対する累進税率適用の欠点を述べたもので、法人税に対する累進税率適用を否定したものではない。

以上のことから、**法人税に関しても累進税率の適用を認めることができるのではなかろうか**。企業の課税所得が担税力を持ち、これは「応能負担」の原則からも適切なものであり、また、所得の再配分は自然人に対してのものであり、法人としてはなじまないという指摘に対しても、**憲法上、税の使途は人権尊重、福祉本位であり、税の徴収に対しては、日本人のみでなく外国人や法人も含み、原則、応能負担であり「担税力」に基づくのが「課税の公平」の見地からも妥当といえるであろう**[19]。

なお、その際、超過累進税率の所得段階、そこでの税率等の課題も当然、存在するが、それは租税政策的な見地からの決定をみるべきもので、むしろ立法論の領域である。

結　び

何故、税を納めるか、という問いかけを出発点として、課税の公平を中心として、法人税かかる税率、すなわち現在の「比例税率」適用の可否を検討してきた。

租税は“我々が国家から様々な公共サービス”を享受するために課され、そしてそれは特別な給付に対する反対給付ではなく、あらゆる公共サービスを提

19）北野（［2005b］、142-145頁）によれば、エコノミスト達によって引き合いに出されることの多い**アメリカでは、法人税についても「累進税率」を導入している**。さらに、アメリカではほとんど租税特別措置が存在しないのに対して、**日本では大法人に偏在して適用される数多くの租税特別措置の存在を指摘されねばならない。比例法人税率自体が応能負担原則に抵触し許容されないものであることに加えて、右の租税特別措置の適用によって大法人負担の逆進性が実質的には一段と強まるという**。このことは「課税の公平」に反している（太字は筆者）。

供するための資金調達を目的にしている。このため、当該命題に対しては「公共サービス提供するための資金調達」ではあるといえるが、そこには「課税の公平」を考慮した総合的な租税原理が求められる。

租税原理としては、「利益説（応益説）」、「能力説（応能説）」という２つの議論がある。このうち、「能力説」が課税の公平に適した議論であるといえる。それは「担税力」に見合う累進税率の適用と富（所得）の再分配に適したものであるからである。なお、課税標準に比例税率、累進税率の適用を考えた場合、当該担税力を直接な基準としない場合には比例税率を、またそれが直接な基準とする場合、累進税率が適用され、また、法人税に比例税率が適用されるのは、個人（自然人）と法人とは性質が異なり、法人税が「富の再分配」になじまないことがその理由ではあるとされるが、**日本国憲法の趣旨からいえば、納税に個人（自然人）、法人、外国人の区別があるとはいえない。よって、累進税率の適用も十分に考えられる。**しかしながら、現在、これらのことに逆行するように「税のフラット化」が進んでいることは「課税の公平」の見地からも憂慮すべきことである。なお、その際の課題として、当然、超過累進税率の所得段階、当該税率等をいくらにするかという実務的な問題も存在するもののそれらは租税立法政策的な見地から決定をするべきものであり、いわば立法論の領域であるといえよう。

【引用・参考文献】

・Adam Smith（[1976 年]）：Adam Smith *“An Inquiry into the Causes of the Wealth of Nations three volumes, the fifth edition”* 1789、大河内一男監訳『国富論」Ⅲ』中公文庫、1976、12月。
・Musgrave. R and P *“Public Finance in Practice”* 1980. 大阪大学財政研究会（訳）『マスグレブ財政学－理論、制度、政治』有斐閣、1983年。
・伊藤（[1986年]）：伊藤邦男（稿）「法人税」遠藤三郎編著『現代日本税制の諸問題』昭和堂、1986年。
・遠藤（[1998年]）：遠藤三郎著『現代財政理論』ナカニシ出版、1998年。

・牛島（[2004年]）：牛島正著『租税原理－課題と改革－』有斐閣、2004年。
・金子（[2014年]）：金子　宏著『租税法 第19版』弘文堂、2014年。
・金子（[2001年]）：金子　宏編著『租税法辞典』中央経済社、2001年。
・北野（[1987年]）：北野弘久著『『納税者の権利』岩波新書、1987年。
・北野（[2005年ａ]）：北野弘久（稿）「福祉国家は累進税を要求する」『税経通信』05年、７号、2005年７月。
・北野（[2005年ｂ]）：北野弘久著『税法学原論〈第５版〉』青林書院、2005年。
・木山（[2014年]）：木山泰嗣著『弁護士が教える分かりやすい「所得税法」の授業』光文社新書、2014年。
・神野（[2010]））：神野直彦著『財政のしくみがわかる本』岩波ジュニア新書、2010年。
・末永（[2006年]）：末永英夫（稿）「租税法の公平－期間と全体、比例税率と累進税率、個別と連結－」『熊本学園商学論集』第12巻２・３号（通巻38号）、2006年４月。
・三宅（[2015年]）：三宅茂久編著『図解　法人税法「超」入門－平成27年度改正版－』税務経理協会、2015年。
・山口（[2015年]）：山口曉弘編著『図解　所得税法「超」入門－平成27年度改正版－』税務経理協会、2015年。
・山田（[2013]）：山田太門著『財政学の本質－ハイエク主義の政治経済学－』慶應義塾大学出版会、2013年。

Flat or progressive tax rates for corporate income tax?

Hirofumi Kami

ABSTRACT

This paper adopts the “tax fairness” perspective to discuss the propriety of progressive tax rates on corporate income tax.

The tax rate structure comprises flat and progressive tax rates.　Flat tax rates do not consider the principle of taxation according to taxpayer ability; therefore, they are applicable at a constant rate without any regard for tax base.

However, progressive tax rates consider the taxation according to taxpayer ability principle, and are therefore determined by the increase in the amount of money or the value.

Therefore, in there, are any criteria for tax exited?

Typically, progressive tax rates are used to directly refer to the taxation according to taxpayer ability.　However, in practice, flat tax rates are applied.

Nevertheless, similar to progressive tax rates, flat tax rates are applied to the taxing power relative to income tax（i. e., the taxation according to taxpayer ability）.

In Japan’s tax system, personal（natural persons）and corporate taxes are characterized differently; therefore, the lack of knowledge regarding the “redistribution of wealth” may be attributed to the tax system.

However, the tax payment by personal（natural persons）and foreign nationals is the same.　Therefore, I believe that progressive tax rates are more suitable for corporate income tax.

Keywords：flat tax rate; progressive tax rate; taxation according to ability; ability theory; benefit theory.

JEL Classification Number：K34.

大阪学院大学経済論集
第30巻第１・２号、2016年６月

Stochastic Properties of Unit Root Tests under a Stationarity Alternative with Multiple Structural Breaks

Takashi Matsuki

ABSTRACT

This study investigates the stochastic properties of the Dickey–Fuller t-test and $T(\hat{\rho}-1)$ test for multiple structural breaks（in level or slope）in the trend function of a stationary time series. In the presence of H (≥ 2) breaks in the series, the asymptotic analysis and Monte Carlo simulation indicate some common features of the tests that are consistent with previous studies and produce some new results as well.

Keywords：Unit roots; Dickey–Fuller test; Multiple breaks; Stationarity; Fewer rejection; Perron phenomenon.

JEL Classification Numbers：C12; C15; C22.

1. Introduction

Many papers have been published on unit root tests with structural breaks since the studies by Perron (1989) and Rappoport and Reichlin (1989).[1)] Perron (1989) demonstrated that there can be fewer rejections of the unit root null hypothesis in the Dickey－Fuller (DF) test, which was proposed by Dickey and Fuller (1979), when a series is generated by a stationary process with a break (also known as the "Perron phenomenon"). With regard to this problem, Montanes and Reyes (1998, 1999) have examined the asymptotic behavior of the DF t-statistic and $T(\hat{\rho}-1)$ statistic under the alternative hypotheses of "changing growth" and "crash" (i.e., the stationarity hypotheses with shifts in slope and level). Leybourne and Newbold (2000) reported that the "Perron phenomenon" becomes more severe in the DF t-test when there is a single break within a specific range of a sample. Furthermore, Sen (2001) studied how the presence of one break in a stationary process affects Dickey and Fuller's (1981) F-test.[2)]

However, all these previous studies examined only the effects of the presence of a single break in a series on the hypothesis test.[3)] Therefore, in this study, we

1) For example, see Banerjee, Lumsdaine and Stock (1992) and Zivot and Andrews (1992) for the case of an unknown single break and Lumsdaine and Papell (1997) and Lee and Strazicich (2003) for the case of unknown multiple breaks. On the other hand, Lee (1999) and Becker, Enders and Lee (2006) have developed the stationarity tests with multiple structural breaks.

2) Leybourne, Mills and Newbold (1998) and Lee (2000) have discussed the spurious rejection problem of the DF t-test leading to the possible over-rejection of the unit root null hypothesis when the data generating process is integrated of order one with a break.

3) Some Japanese macroeconomic time series are suspected to have multiple structural breaks; for example, real and nominal GDP, private and household consumption expenditures, and M2 + CD. If these series actually have multiple breaks, they will not be dealt with in the same framework as the earlier studies.

generated a time series, y_t, using the following model to analyze the case with multiple structural breaks.

$$y_t = \alpha + \beta t + d_t + z_t,$$

$$d_t = Scale \sum_{h=1}^{H} k_h Dummy_t^h,$$

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t, \ |\rho| < 1, \ t = 0, \ldots, T, \qquad (1)$$

where *Scale* is the scale factor of the dummy variables, H is the maximum number of breaks, ε_t is $i.i.d.(0, \sigma^2)$, and $T+1$ is the sample size. If h denotes the order of a break ($h = 1, \ldots, H$), then k_h is the size of the h^{th} break and $Dummy_t^h$ is its dummy variable. The structural breaks are considered as shifts in level or shifts in slope. For shifts in level, $Dummy_t^h$ is defined as $Dummy_t^h = DU_t^h$, where $DU_t^h = 1$ for $t > \tau_h T$ and 0 otherwise. τ_h is the h^{th} break fraction, which is defined as TB_h / T for all T (TB_h is the h^{th} break point), and $0 < \tau_1 < \tau_2 < \cdots < \tau_{H-1} < \tau_H < 1$. For shifts in slope, $Dummy_t^h$ is defined as $Dummy_t^h = DT_t^h$, where $DT_t^h = t - \tau_h T$ for $t > \tau_h T$ and 0 otherwise.

By changing the value of the scale factor of the dummy variable *Scale* in the above model, the various models used in previous studies can be expressed. For example, when *Scale* takes a value of one, the model becomes the "crash" alternative model for $H = 1$ (a single break) and $Dummy_t = DU_t$ (a shift in level), and the "changing growth" alternative model for $H = 1$ and $Dummy_t = DT_t$ (a shift in slope), both of which have been used in Montanes and Reyes (1998, 1999). When *Scale* takes the values $T^{1/2}$, with $H = 1$ and $Dummy_t = DU_t$ (a shift in level), and $T^{-1/2}$, with $H = 1$ and $Dummy_t = DT_t$ (a shift in slope) in model (1), the consequent models are consistent with the ones that have been assumed by Leybourne and Newbold (2000).

The objective of this study is to investigate the effects of the presence of multiple structural breaks in a stationary process on the test of the unit root hypotheses of the DF t-test and $T(\hat{\rho}-1)$ test.　In the next section, the limiting distributions of the statistics are derived under the model with breaks and the asymptotic behavior of the statistics is analyzed for various locations and sizes of breaks.　In Section 3, a Monte Carlo simulation is conducted to examine the empirical powers of the tests in small samples.　The conclusions are provided in Section 4.

2. Limiting Behavior of the Dickey–Fuller Tests

2.1. Limiting distributions of the Dickey–Fuller statistics under the model with multiple structural breaks

The limiting distributions of the DF t-statistic and $T(\hat{\rho}-1)$ statistic are derived under model（1）, which has multiple（H）structural breaks.　In this derivation, *Scale* takes values of either one or $T^{1/2}$ for shifts in level and one or $T^{-1/2}$ for shifts in slope.

The test statistics are obtained in the following way.　Let e_{t-1} denote the residual of the regression of y_{t-1} on an intercept and time trend, for $t=1,\ldots,T$.　Then, the first difference of e_t is regressed as follows:

$$\Delta e_t = \phi e_{t-1} + error,\ \ t=1,\ldots,T. \qquad (2)$$

The DF t-statistic is obtained as a usual t-statistic test of the null hypothesis $\phi = 0$ and the DF $T(\hat{\rho}-1)$ statistic is given by $T\hat{\phi}$, where $\hat{\phi}$（$=\hat{\rho}-1$）is the estimated coefficient of e_{t-1} in（2）.　The limiting distributions of the statistics are indicated by the following two theorems.

Theorem 1. *Under model (1) with* $Scale = 1$,

(a) For shifts in level (the "crash" alternative model in the case of multiple breaks),

$$T^{-1/2} t \xrightarrow{p} -\sigma \sqrt{\frac{1-\rho}{(1+\rho)\{\sigma^2 + 2(1-\rho) b_{11}\}}}, \tag{3}$$

$$T^{-1}\{T(\hat{\rho}-1)\} \xrightarrow{p} -\frac{\sigma^2(1-\rho)}{\sigma^2 + (1-\rho^2) b_{11}}, \tag{4}$$

(b) For shifts in slope (the "changing growth" alternative model in the case of multiple breaks), such that at least one $k_h \neq 0$ $(h = 1, \ldots, H)$,

$$T^{-1/2} t \xrightarrow{p} \frac{b_{21}}{\sqrt{\left(\frac{2\sigma^2}{1+\rho} + b_{22}\right) b_{23} - b_{21}^2}}, \tag{5}$$

$$T(\hat{\rho}-1) \xrightarrow{p} \frac{b_{21}}{b_{23}}, \tag{6}$$

where $\xrightarrow{p}$ *represents convergence in probability.* b_{11}, b_{21}, b_{22}, *and* b_{23} *are given by*

$$b_{11} = \sum_{h=1}^{H} k_h^2 \tau_h (1-\tau_h)(3\tau_h^2 - 3\tau_h + 1) + 2\sum_{g=1}^{H-1}\sum_{h=2}^{H} k_g k_h \tau_g (1-\tau_h)(3\tau_g \tau_h - 3\tau_h + 1), \quad \text{where } g < h,$$

$$b_{21} = \frac{1}{2}\sum_{g=1}^{H}\sum_{h=1}^{H} k_g k_h \tau_g \tau_h (1-\tau_g)(1-\tau_h)(\tau_g + \tau_h - 1),$$

$$b_{22} = \sum_{h=1}^{H} k_h^2 \tau_h (1-\tau_h)\left\{\tau_h^2 (2\tau_h - 3)(1-2\tau_h) + (1-\tau_h)(2\tau_h + 1)\right\},$$

$$+ 2\sum_{g=1}^{H-1}\sum_{h=2}^{H} k_g k_h \tau_g (1-\tau_h)\left\{\tau_g \tau_h (2\tau_g - 3)(1-2\tau_h) + (1-\tau_h)(2\tau_h + 1)\right\}, \quad \text{where } g < h,$$

$$b_{23}=\frac{1}{3}\left\{\sum_{h=1}^{H}k_h^2\tau_h^3(1-\tau_h)^3-\sum_{g=1}^{H-1}\sum_{h=2}^{H}k_gk_h\tau_g^2(1-\tau_h)^2(2\tau_g\tau_h+\tau_g-3\tau_h)\right\},\ where\ g<h.$$

The proof is demonstrated in the Appendix.

Theorem 2. *Under model (1) with* $Scale=T^{1/2}$ *for shifts in level and* $Scale=T^{-1/2}$ *for shifts in slope, such that at least one* $k_h\neq 0$ $(h=1,\ldots,H)$,

$$t\xrightarrow{p}\frac{-\dfrac{\sigma^2}{1+\rho}+c_{i1}}{\sqrt{\left(\dfrac{2\sigma^2}{1+\rho}+c_{i2}\right)c_{i3}}},\ i=1,2,\qquad (7)$$

$$T(\hat{\rho}-1)\xrightarrow{p}\frac{-\dfrac{\sigma^2}{1+\rho}+c_{i1}}{c_{i3}},\ i=1,2,\qquad (8)$$

where the subscripts $i=1$ *and* 2 *denote* H *times shifts in level and slope, respectively.* c_{i1}, c_{i2}, *and* c_{i3} *are given by*

$$c_{11}=-\sum_{h=1}^{H}k_h^2(1-\tau_h)(6\tau_h^2-3\tau_h+1)$$
$$-\sum_{g=1}^{H-1}\sum_{h=2}^{H}k_gk_h\{(1-\tau_g)(6\tau_g\tau_h-3\tau_g+1)+(1-\tau_h)(6\tau_g\tau_h-3\tau_h+1)-1\},\ where\ g<h,$$

$$c_{12}=\sum_{h=1}^{H}k_h^2,\ c_{13}=b_{11},\ c_{21}=b_{21},\ c_{22}=0,\ and\ c_{23}=b_{23}.$$

The proof is demonstrated in the Appendix.

These theorems have several implications. For $Scale = 1$, Theorem 1(a) suggests that for shifts in level, as $T \to \infty$, the t-statistic and the $T(\hat{\rho}-1)$ statistic diverge to $-\infty$ at rates of $T^{1/2}$ and T, respectively. Thus, both the DF tests are consistent despite the presence of multiple breaks in the series. This fact corresponds to Proposition 1 in Montanes and Reyes (1999). In Theorem 1(b), for shifts in slope, the t-statistic diverges at a rate of $T^{1/2}$, whereas the $T(\hat{\rho}-1)$ statistic converges in probability to a nonrandom limiting function of locations (τ_h) and sizes (k_h) of breaks. For $Scale = T^{1/2}$ for shifts in level and $Scale = T^{-1/2}$ for shifts in slope, Theorem 2 indicates that both the statistics converge to nonrandom limiting functions of 2(H+1) parameters: ρ, σ, τ_h, and k_h.

2.2. Effects of two breaks on the Dickey–Fuller tests

In this subsection, the effects of the presence of two breaks on the DF t-test and $T(\hat{\rho}-1)$ test for large samples are considered. Tables 1-3 report the limiting distributions of the tests for two shifts in level and slope each ($H = 2$). The values in the table are computed in the region $0 < \tau_1 < \tau_2 < 1$ at 0.01 intervals with $\rho = 0.9$ and $\sigma = 1$. Then, the sizes of two breaks, k_1, k_2, take the following values: (0.25, 0.25), (1.0, 0.25), (0.25, 1.0), and (1.0, 1.0) for shifts in level and (5, 5), (20, 5), (5, 20), and (20, 20) for shifts in slope.[4)]

For breaks in slope with $Scale = 1$, Table 1 presents the limiting distributions of the t-statistic multiplied by the $T^{-1/2}$ and the $T(\hat{\rho}-1)$ statistic. For $T^{-1/2}t$, approximately for $\tau_1 \geq 0.5$ or $\tau_2 = 0.71$, its limiting distribution takes positive

4) We have also analyzed some cases where one of the two break sizes takes negative values: (−0.25, 0.25), (−1.0, 0.25), and (0.25, −1.0) for shifts in level and (−5, 5), (−20, 5), and (5, −20) for shifts in slope. Consequently, for any combination of break sizes, both the DF statistics indicate behaviors similar to those observed in Table 1(a), 1(b), and 1(c) when the absolute value of the break size, $|k_h|$, increases. Therefore, the results are omitted here.

values, which implies that there would be fewer rejections of the unit root null hypothesis in these regions in the usual DF t-test with breaks as the t-statistic（t）tends to $+\infty$ as $T \to \infty$.　For the $T(\hat{\rho}-1)$ test, the statistic takes values higher than the corresponding critical values in all the cases except when two break fractions, (τ_1, τ_2), are close to (0.01,0.02) for each pair of (k_1, k_2) and (0.01,0.99) for the small size of the second break（$k_2 = 5$）.[5)]　This result implies that the $T(\hat{\rho}-1)$ test may fail to reject the unit root null hypothesis in many cases, excluding the specific cases described above.

5）The critical values are -29.4, -21.7, and -18.3 at 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively, in Fuller（1996）.

Table 1　The limiting distributions of the DF tests with $Scale = 1$（two shifts in slope）

$T^{-1/2}t$

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 = 0.02	0.11	0.31	0.51	0.71	0.91	0.99
(5, 5)	0.01	-0.88	-0.79	-0.35	-0.02	0.31	0.61	0.00
	0.1		-0.83	-0.54	-0.21	0.06	-0.04	-0.61
	0.3			-0.35	-0.17	0.01	-0.06	-0.29
	0.5				0.01	0.19	0.21	0.03
	0.7					0.36	0.56	0.37
	0.9						0.86	0.81
(20, 5)	0.01	-1.48	-0.93	-0.41	-0.10	0.17	0.24	-0.89
	0.1		-0.90	-0.80	-0.58	-0.48	-0.70	-0.87
	0.3			-0.36	-0.30	-0.25	-0.29	-0.35
	0.5				0.00	0.07	0.06	0.01
	0.7					0.37	0.43	0.37
	0.9						0.92	0.94
(5, 20)	0.01	-1.41	-0.89	-0.35	0.01	0.37	0.91	0.89
	0.1		-0.88	-0.41	-0.05	0.31	0.68	-0.26
	0.3			-0.35	-0.05	0.27	0.46	-0.15
	0.5				0.01	0.32	0.58	0.11
	0.7					0.38	0.83	0.43
	0.9						0.95	0.99
(20, 20)	0.01	-1.79	-0.99	-0.38	-0.02	0.34	0.78	0.00
	0.1		-0.90	-0.57	-0.22	0.06	-0.04	-0.76
	0.3			-0.35	-0.17	0.01	-0.07	-0.32
	0.5				0.01	0.19	0.22	0.03
	0.7					0.37	0.59	0.40
	0.9						0.95	1.04

$T(\hat{\rho}-1)$ test[1)]

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 = 0.02	0.06	0.11	0.21	0.51	0.91	0.96	0.99
(5, 5)	0.01	-95.14	-30.22	-14.43	-6.07	-0.12	14.32	31.98	0.00
	0.05		-25.69	-16.46	-8.02	-1.02	6.68	-5.47	-26.14
	0.1			-12.61	-7.74	-1.75	-0.85	-8.54	-12.74
	0.2				-5.43	-1.83	-1.96	-4.20	-5.36
	0.5					0.06	1.77	0.94	0.24
	0.9						14.14	18.59	16.25
	0.98								95.14
(20, 5)	0.01	-121.5	-50.02	-22.53	-8.79	-0.93	9.01	-5.50	-130.1
	0.05		-27.27	-22.33	-14.60	-5.28	-17.12	-25.61	-28.14
	0.1			-13.04	-10.67	-6.47	-11.25	-12.70	-13.23
	0.2				-5.55	-4.07	-4.98	-5.36	-5.56
	0.5					0.02	0.42	0.22	0.06
	0.9						13.65	14.83	14.05
	0.98								80.10
(5, 20)	0.01	-80.10	-25.10	-12.56	-5.44	0.06	14.90	35.52	130.1
	0.05		-24.27	-13.29	-5.95	-0.14	13.96	28.13	-4.10
	0.1			-12.21	-6.01	-0.32	11.94	14.07	-8.54
	0.2				-5.32	-0.45	8.05	3.81	-4.13
	0.5					0.10	6.63	4.55	1.07
	0.9						14.66	26.50	25.71
	0.98								121.5

1）The result for $(k_1, k_2) = (20, 20)$ is omitted in this table because it is the same as that for $(k_1, k_2) = (5, 5)$.

For $Scale = T^{1/2}$ for shifts in level and $Scale = T^{-1/2}$ for shifts in slope, the results of the t-test are presented in Tables 2 and 3, respectively. For shifts in level, Table 2 indicates that as k_1 or k_2 increase(s), almost all the probability limits tend to rise.[6)] Consequently, this climb in the values of the limiting distribution can cause the "Perron phenomenon." For shifts in slope, Table 3 indicates that the limiting value of the statistic becomes as low as, $(\tau_1, \tau_2) \to (0,0)$, $(1,1)$, or $(0,1)$. However, besides these three regions, we expect fewer rejections of the unit root null hypothesis, particularly in the regions $\tau_1 \leq 0.9$ and $0.51 \leq \tau_2 \leq 0.91$. The results of the $T(\hat{\rho}-1)$ test for shifts in level and slope are omitted in this paper as the characteristic of the limiting distribution of the test is analogous to that of the t-test for both.

6) For $\tau_1 = 0.01$ and $0.11 \leq \tau_2 \leq 0.91$, the limits tend to decline as k_1 increases.

Table 2　The limiting distributions of the DF tests with $Scale = T^{1/2}$（two shifts in level）

(k_1, k_2)	τ_1	t-test τ_2 0.02	0.11	0.31	0.51	0.71	0.91	0.99
(0.25, 0.25)	0.01	-11.96	-8.12	-7.69	-8.57	-7.74	-8.41	-15.82
	0.1		-4.57	-5.40	-7.17	-7.22	-6.81	-7.98
	0.3			-3.88	-6.19	-8.15	-7.18	-7.47
	0.5				-4.43	-6.31	-7.18	-8.18
	0.7					-4.03	-5.30	-6.92
	0.9						-4.02	-6.35
	0.98							-8.18
(1.0, 0.25)	0.01	-9.79	-8.83	-8.66	-9.04	-8.73	-8.98	-10.19
	0.1		-2.89	-3.07	-3.33	-3.44	-3.38	-3.36
	0.3			-1.95	-2.44	-2.81	-2.73	-2.62
	0.5				-2.36	-2.98	-3.12	-3.01
	0.7					-2.27	-2.56	-2.61
	0.9						-1.67	-1.81
	0.98							-1.72
(0.25, 1.0)	0.01	-7.74	-3.54	-2.57	-2.84	-2.61	-2.34	-4.28
	0.1		-2.80	-2.36	-2.94	-2.79	-2.44	-3.91
	0.3			-1.95	-2.85	-3.05	-2.65	-4.08
	0.5				-2.37	-2.79	-2.58	-4.08
	0.7					-2.25	-2.18	-3.30
	0.9						-1.65	-2.30
	0.98							-1.94
(1.0, 1.0)	0.01	-8.75	-5.16	-3.82	-3.84	-3.45	-3.60	-6.37
	0.1		-2.49	-2.30	-2.86	-2.97	-2.73	-2.99
	0.3			-1.38	-2.29	-3.29	-2.81	-2.68
	0.5				-1.79	-2.75	-2.88	-2.89
	0.7					-1.80	-1.95	-2.03
	0.9						-0.86	-0.54
	0.98							0.64

Table 3　The limiting distributions of the DF tests with $Scale = T^{-1/2}$（two shifts in slope）

(k_1, k_2)	τ_1	t-test τ_2 0.02	0.11	0.31	0.51	0.71	0.91	0.99
(5, 5)	0.01	-49.77	-6.98	-2.66	-1.46	-1.15	-6.61	-126.6
	0.1		-5.13	-3.14	-1.96	-1.52	-4.72	-7.54
	0.3			-2.43	-1.56	-1.02	-1.88	-2.56
	0.5				-0.67	-0.05	-0.61	-1.33
	0.7					0.64	0.08	-0.94
	0.9						-1.52	-5.22
	0.98							-47.82
(20, 5)	0.01	-29.60	-7.53	-3.07	-1.74	-1.37	-6.81	-45.09
	0.1		-6.37	-5.64	-4.53	-4.03	-5.17	-5.67
	0.3			-4.20	-3.44	-2.86	-3.12	-3.50
	0.5				-0.24	0.45	0.25	-0.27
	0.7					3.53	3.47	2.76
	0.9						3.69	2.65
	0.98							-12.32
(5, 20)	0.01	-17.66	-5.79	-3.54	-0.27	2.69	2.04	-42.11
	0.1		-6.32	-4.25	-0.81	2.29	1.66	-7.13
	0.3			-4.10	-0.87	2.21	1.57	-2.33
	0.5				-0.12	2.88	2.55	-1.04
	0.7					3.61	3.59	-0.50
	0.9						3.50	-4.05
	0.98							-25.17
(20, 20)	0.01	-16.10	-6.47	-3.92	-0.52	2.52	1.90	-31.65
	0.1		-8.95	-6.98	-3.07	0.27	-1.52	-5.52
	0.3			-6.29	-3.11	-0.16	-1.20	-3.32
	0.5				-0.01	2.97	2.42	-0.01
	0.7					6.08	6.19	3.15
	0.9						7.13	3.40
	0.98							-8.30

3. Monte Carlo Analysis

To investigate the behavior of the DF t-statistic and $T(\hat{\rho}-1)$ statistic in finite samples, a Monte Carlo simulation is implemented in this section. The series, y_t, is generated by model (1) with $H=2$, $\alpha=\beta=1$, and $\rho=0.9$, where *Scale* takes values of either one or $T^{1/2}$ for shifts in level and one or $T^{-1/2}$ for shifts in slope. Further, ε_t is $i.i.d.N(0,1)$. The sample size is 200 and the number of replications is 5000. The empirical powers of both the DF tests at the nominal level (5%) are computed over the same combinations of (τ_1,τ_2) and (k_1,k_2) as in Tables 1-3.[7] In this simulation, when there is no break in the series, the arithmetic means of the empirical powers of the t-test and the $T(\hat{\rho}-1)$ test at 5% significance level are about 66% and 70%, respectively. To evaluate the empirical powers in the presence of two breaks, we treat these means as baseline values following Leybourne and Newbold (2000).

The results of the shifts in level model with $Scale=1$, which are not reported here, indicate that all the empirical powers in both the DF tests are very close to their baseline values. Thus, the tests are not affected by the presence of breaks even in small samples. As regards the case of shifts in slope with $Scale=1$, Table 4 presents the experimental results of the tests. There are fewer rejections of the unit root null hypothesis for $\tau_1\geq 0.5$ or $0.51\leq\tau_2\leq 0.91$, excluding the case of $(k_1,k_2)=(20,5)$ in the t-test, and for all the combinations of (τ_1,τ_2), excluding $(\tau_1,\tau_2)=(0.01,0.02)$ and $(0.01,0.99)$ in the $T(\hat{\rho}-1)$ test. The results of Table 1 in

7) In addition, we have conducted the simulation for the same cases of negative break sizes as those described in footnote 4. For all the combinations of these break sizes, the obtained results are similar to those in Tables (4), (5), and (6), except some cases in the shifts in slope model. As $|k_2|$ becomes large, the empirical power increases around $(\tau_1,\tau_2)=(0.98,0.99)$ for the t-test with $Scale=T^{-1/2}$ and for the $T(\hat{\rho}-1)$ test with $Scale=1$ and $T^{-1/2}$.

the previous section predict this failure to reject the null hypothesis in the tests. Therefore, the results obtained in small samples precisely correspond to those in large samples, as indicated in Table 1.

Table 4　The empirical powers of the DF tests with $Scale = 1$（two shifts in slope）

t-test

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 = 0.02	0.11	0.31	0.51	0.71	0.91	0.99
(5, 5)	0.01	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	37.64
	0.1		100.0	100.0	2.22	0.00	0.00	100.0
	0.3			100.0	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.5				0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7					0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00
(20, 5)	0.01	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.1		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	0.3			100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	0.5				0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7					0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00
(5, 20)	0.01	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.1		100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.3			100.0	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5				0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7					0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00
(20, 20)	0.01	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	1.20
	0.1		100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.3			100.0	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.5				0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7					0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00

$T(\hat{\rho}-1)$ test

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 = 0.02	0.06	0.11	0.21	0.51	0.91	0.96	0.99
(5, 5)	0.01	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	63.00
	0.05		100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	99.86
	0.1			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00	0.00
	0.98								0.00
(20, 5)	0.01	100.0	100.0	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.05		100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	100.0	100.0
	0.1			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00	0.00
	0.98								0.00
(5, 20)	0.01	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.05		100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.82
	0.1			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00	0.00
	0.98								0.00
(20, 20)	0.01	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	36.94
	0.05		100.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.0
	0.1			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.9						0.00	0.00	0.00
	0.98								0.00

The results for shifts in level for $Scale = T^{1/2}$ are presented in Table 5. In both the DF tests, when two breaks are in close proximity, except for two early breaks, the tests are seriously biased in favor of fewer rejections of the unit root null hypothesis. As k_1 or k_2 increase(s), the biases of the tests also become large, except in some extreme cases of (τ_1, τ_2).[8)] Table 6 indicates the empirical powers in the shifts in slope model with $Scale = T^{-1/2}$. When we focus on the regions $0.3 \le \tau_1 \le 0.9$ or $0.51 \le \tau_2 \le 0.91$ for the t-test and $0.1 \le \tau_1 \le 0.9$ or $0.11 \le \tau_2 \le 0.91$ for the $T(\hat{\rho} - 1)$ test, the rejection frequencies within these specific regions of both the tests exhibit extremely few rejections of the null hypothesis.

8) The empirical powers increase as $\tau_1 \to 0$ for the case of $(k_1, k_2) = (1.0, 0.25)$ (the case with large k_1), $(\tau_1, \tau_2) \to (0,0)$ for the case of $(0.25, 1.0)$ (the case with large k_2), and $(\tau_1, \tau_2) \to (0,1)$ for the case of $(1.0, 1.0)$ (the case with large break sizes in both).

Table 5　The empirical powers of the DF tests with $Scale = T^{1/2}$ (two shifts in level)

t-test

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 0.02	0.06	0.11	0.31	0.51	0.91	0.99
(0.25, 0.25)	0.01	93.72	87.96	80.10	63.70	63.68	62.12	73.56
	0.05		62.84	54.04	49.62	56.88	55.22	63.68
	0.1			26.28	36.76	52.28	48.54	54.34
	0.3				12.20	41.30	50.62	49.72
	0.5					20.86	50.86	53.28
	0.9						12.80	30.24
	0.98							29.10
(1.0, 0.25)	0.01	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.94	100.0
	0.05		90.32	84.72	82.46	88.04	90.62	93.50
	0.1			0.66	3.90	10.32	10.60	11.44
	0.3				0.00	0.26	1.12	0.56
	0.5					0.02	5.02	3.26
	0.9						0.00	0.06
	0.98							0.22
(0.25, 1.0)	0.01	100.0	98.16	36.38	0.66	1.78	0.46	19.06
	0.05		74.04	9.20	0.26	1.96	0.22	15.72
	0.1			0.78	0.08	2.88	0.54	14.80
	0.3				0.00	2.42	1.44	17.46
	0.5					0.02	1.00	16.60
	0.9						0.00	2.76
	0.98							0.76
(1.0, 1.0)	0.01	100.0	100.0	100.0	63.32	54.44	40.02	96.90
	0.05		94.30	42.50	2.72	12.70	6.42	46.48
	0.1			0.00	0.00	1.76	0.56	4.20
	0.3				0.00	0.04	1.30	0.72
	0.5					0.00	1.60	2.78
	0.9						0.00	0.00
	0.98							0.00

$T(\hat{\rho}\text{-}1)$ test

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 0.02	0.06	0.11	0.31	0.51	0.91	0.99
(0.25, 0.25)	0.01	87.68	79.16	70.32	61.42	64.44	63.66	77.28
	0.05		48.40	42.56	48.16	58.56	56.44	67.44
	0.1			20.08	37.46	55.14	51.06	58.56
	0.3				13.86	45.16	54.58	55.02
	0.5					21.94	54.10	59.78
	0.9						15.74	42.18
	0.98							47.76
(1.0, 0.25)	0.01	99.98	100.0	99.98	99.72	99.74	99.78	100.0
	0.05		14.24	18.30	34.08	53.78	50.78	55.82
	0.1			0.02	0.96	3.64	3.76	3.20
	0.3				0.00	0.38	1.30	0.64
	0.5					0.00	4.02	2.96
	0.9						0.00	0.18
	0.98							4.54
(0.25, 1.0)	0.01	100.0	49.92	4.80	0.56	2.20	0.88	59.16
	0.05		5.80	0.62	0.26	2.58	0.66	54.34
	0.1			0.00	0.10	3.58	1.24	50.54
	0.3				0.00	2.58	2.54	55.12
	0.5					0.04	1.64	54.06
	0.9						0.00	19.70
	0.98							13.28
(1.0, 1.0)	0.01	100.0	99.86	79.24	24.34	35.94	29.40	99.44
	0.05		0.02	0.00	0.20	7.38	3.12	56.76
	0.1			0.00	0.00	1.68	0.44	6.48
	0.3				0.00	0.06	1.62	2.46
	0.5					0.00	1.40	8.18
	0.9						0.00	0.06
	0.98							0.02

Table 6 The empirical powers of the DF tests with $Scale = T^{-1/2}$ (two shifts in slope)

t-test

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 = 0.02	0.11	0.21	0.31	0.51	0.71	0.91	0.99
(5, 5)	0.01	68.66	73.14	24.52	1.18	0.00	0.00	24.86	66.16
	0.1		88.30	58.18	13.56	0.06	0.00	28.00	69.76
	0.2			26.54	4.42	0.00	0.00	4.70	22.88
	0.3				0.20	0.00	0.00	0.10	0.84
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.32	14.94
	0.98								62.52
(20, 5)	0.01	73.68	83.80	39.54	3.36	0.00	0.00	28.26	68.56
	0.1		100.0	100.0	100.0	94.20	67.46	98.74	99.98
	0.2			99.98	100.0	95.22	67.22	92.14	99.40
	0.3				64.24	6.44	0.30	3.04	18.40
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.00	0.00
	0.98								29.58
(5, 20)	0.01	83.18	100.0	99.46	15.56	0.00	0.00	0.00	60.14
	0.1		100.0	100.0	81.58	0.00	0.00	0.00	61.44
	0.2			99.98	83.88	0.00	0.00	0.00	15.10
	0.3				53.82	0.00	0.00	0.00	0.54
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.00	6.72
	0.98								50.78
(20, 20)	0.01	88.88	100.0	99.92	29.98	0.00	0.00	0.00	62.44
	0.1		100.0	100.0	100.0	0.06	0.00	0.08	99.98
	0.2			100.0	100.0	2.16	0.00	0.08	97.70
	0.3				99.98	0.00	0.00	0.00	8.44
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.00	0.00
	0.98								15.84

$T(\hat{\rho}-1)$ test

(k_1, k_2)	τ_1	τ_2 = 0.02	0.06	0.11	0.21	0.51	0.71	0.91	0.99
(5, 5)	0.01	71.54	71.22	54.06	3.00	0.00	0.00	33.86	69.60
	0.05		74.00	53.62	3.24	0.00	0.00	33.68	71.52
	0.1			24.26	0.32	0.00	0.00	23.04	57.10
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.64	4.64
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.78	24.20
	0.98								67.62
(20, 5)	0.01	74.00	74.50	62.48	4.62	0.00	0.00	36.42	70.96
	0.05		88.16	71.18	9.16	0.00	0.00	53.22	84.44
	0.1			0.10	0.00	0.00	0.00	0.28	1.42
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.00	0.00
	0.98								46.92
(5, 20)	0.01	79.54	79.28	0.16	0.00	0.00	0.00	0.00	67.74
	0.05		81.76	0.42	0.00	0.00	0.00	0.00	67.08
	0.1			0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	52.72
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	2.90
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.00	14.94
	0.98								61.92
(20, 20)	0.01	84.08	88.16	0.94	0.00	0.00	0.00	0.00	68.96
	0.05		95.30	2.36	0.00	0.00	0.00	0.00	81.66
	0.1			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.40
	0.2				0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	0.5					0.00	0.00	0.00	0.00
	0.7						0.00	0.00	0.00
	0.9							0.00	0.00
	0.98								35.16

4. Conclusions

This study investigated how the presence of multiple structural breaks in the stationarity alternative hypothesis affects the DF t-test and $T(\hat{\rho}-1)$ test. In addition, it derived the limiting distributions of the statistics in a model with multiple breaks.

The behavior of the DF statistics was analyzed for two structural breaks in the level or slope of a series over various locations and sizes of the breaks in small as well as large samples. Consequently, some interesting results have been obtained from the asymptotic analysis and the Monte Carlo simulation. The common features of the results are described in the following. For two shifts in level with $Scale=1$ (the "crash" alternative hypothesis in the case of two breaks), both the DF tests are free from the presence of breaks, which Montanes and Reyes (1999) have reported in the single break model. For two shifts in slope with $Scale=1$ (the "changing growth" alternative in the case of two breaks), extremely few rejections of the unit root null can be observed for the first break occurring in the second half of the series or the second break occurring around the 70% point of the series, except for large k_1 and small k_2 in the t-test, and for any location of the two breaks, except for both the breaks occurring at the beginning of the series or the first and second breaks occurring at the beginning and end of the series, respectively, in the $T(\hat{\rho}-1)$ test.

For two shifts in level with $Scale=T^{1/2}$, for large k_1 or k_2, the unit root hypotheses of both the tests would face fewer rejections at all the locations of the two breaks, except for two early breaks and an early (first) break for large k_1 (and any k_2). For two shifts in slope with $Scale=T^{1/2}$, the DF tests might have few powers against the stationarity alternative with breaks, except for cases with two early breaks, early and late breaks, and two late breaks in the series.

Finally, it should be noted that this study demonstrated that extremely few rejections of the unit root null hypothesis can also happen in the DF tests when 2H parameters (locations and magnitudes) of multiple structural breaks take various possible values.

References

Banerjee, A., R.L. Lumsdaine, & J.H. Stock (1992) Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence. *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 271-287.

Becker, R., W. Enders & J. Lee (2006) A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis* 27, 381-409.

Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.

Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49, 1057-1072.

Fuller, W.A. (1996) *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley & Sons. Lee, J. (1999) Stationarity tests with multiple endogenized breaks. *Non-linear Time Series Analysis of Economic and Financial Data* (In Rothman, P. Ed.), Kluwer Academic Press, 143-163.

Lee, J. (2000) On the end-point issue in unit root tests in the presence of a structural break. *Economics Letters* 68, 7-11.

Leybourne, S.J., T.C. Mills, & P. Newbold (1998) Spurious rejection by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null. *Journal of Econometrics* 87, 191-203.

Leybourne, S.J. & P. Newbold (2000) Behavior of Dickey-Fuller t-tests when there is a break under the alternative hypothesis. *Econometric Theory* 16, 779-789.

Lumsdaine, R.L & D.H. Papell (1997) Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* 79, 212-218.

Montanes, A. & M. Reyes (1998) Effect of a shift in the trend function on Dickey-Fuller unit root tests. *Econometric Theory* 14, 355-363.

Montanes, A. & M. Reyes (1999) The asymptotic behaviour of the Dickey-Fuller tests under the crash hypothesis. *Statistics and Probability Letters* 42, 81-89.

Perron, P. (1989) The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis.

Econometrica 57, 1361-1401.

Rappoport, P. & L. Reichlin（1989）Segmented trend and non-stationary time series. *The economic Journal* 99, 168-177.

Sen, A.（2001）Behaviour of Dickey-Fuller F-tests under the trend-break stationary alternative. *Statistics and Probability Letters* 55, 257-268.

Zivot, E. & D.W.K. Andrews（1992）Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 251-270.

APPENDIX

The proof of the two theorems is shown for the double breaks case（$H = 2$）because that for the multiple breaks case can be obtained along the same lines but is tedious algebra.

To prove the theorems, some variables are defined in advance.　Let e_{t-1} denote the OLS residuals in the following regression equation.

$$y_{t-1} = \mu + \gamma t + u_t,\ t = 1, \ldots, T.$$

e_{t-1} consists of three parts as follows:

$$e_{t-1} = S_{t-1}^{\tau} + g_{t-1} - h_{t-1},$$

where $g_{t-1} = d_{t-1} - T^{-1}\sum_{t=1}^{T} d_{t-1} = d_{t-1} - \bar{d}$ and $h_{t-1} = (t-\bar{t})\sum_{t=1}^{T}(t-\bar{t})d_{t-1}\left\{\sum_{t=1}^{T}(t-\bar{t})^2\right\}^{-1}$.

Also, S_{t-1}^{τ} is

$$S_{t-1}^{\tau} = S_{t-1} - T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1} - \hat{\delta}(t-\bar{t}),$$

where $S_t = \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s \varepsilon_{t-s}$ is a strictly stationary and ergodic process and $\hat{\delta}$ is the estimated coefficient of a time trend in the regression of S_{t-1} on（1, t）.　In the equations above, we should notice that our definitions of S_{t-1}^{τ}, g_{t-1}, and h_{t-1} slightly differ from those of Leybourne and Newbold (2000) because we regress y_{t-1} on (1, t) whereas they regress y_t on (1, t) to obtain the residuals.

f_0, f_1, and f_2 are defined based on Leybourne and Newbold (2000) as follows:

$$f_0 = \sum_{t=1}^{T} e_t^2,\ f_1 = \sum_{t=1}^{T} e_{t-1}^2,\ f_2 = \sum_{t=1}^{T} e_t e_{t-1}.$$

Using these three variables, $\hat{\sigma}^2$ and $\hat{\rho}$ are expressed as

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1}(f_0 + \hat{\rho}^2 f_1 - 2\hat{\rho} f_2),\ \hat{\rho} = f_2 f_1^{-1}.$$

1. Proof of Theorem 1 (a).

The test statistics are written as

$$T^{-1/2} t = T^{-1}(f_2 - f_1)(\hat{\sigma}^2 T^{-1} f_1)^{-1/2}, \tag{1a}$$

$$T^{-1}\{T(\hat{\rho}-1)\} = T^{-1}(f_2 - f_1)(T^{-1} f_1)^{-1}. \tag{2a}$$

To derive the limiting distributions of the statistics, we consider the probability limits of the three terms: $T^{-1}(f_2 - f_1)$, $T^{-1} f_1$, and $\hat{\sigma}^2$. The first term is

$$T^{-1}(f_2 - f_1) = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} e_{t-1}\Delta e_t = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}\Delta S_t^{\tau} + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta(g_t - h_t)$$
$$+ T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}\Delta(g_t - h_t) + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta S_t^{\tau}.$$

In the last equation, the terms are

$$T^{-1}\sum S_{t-1}^{\tau}\Delta S_t^{\tau} \xrightarrow{p} -\sigma^2(1+\rho)^{-1},\ T^{-1}\sum (g_{t-1} - h_{t-1})\Delta(g_t - h_t) = O(T^{-1}),$$
$$T^{-1}\sum S_{t-1}^{\tau}\Delta(g_t - h_t) = O(T^{-1}),\ T^{-1}\sum (g_{t-1} - h_{t-1})\Delta S_t^{\tau} = O_p(T^{-1}),$$

where $\xrightarrow{p}$ denotes convergence in probability.　Hence, we obtain

$$T^{-1}(f_2 - f_1) \xrightarrow{p} -\sigma^2(1+\rho)^{-1}. \tag{3a}$$

Next, $T^{-1}f_1$ is

$$T^{-1}f_1 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} e_{t-1}^2 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(S_{t-1}^{\tau})^2 + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})^2 + 2T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}(g_{t-1} - h_{t-1}).$$

The first and third terms in the last equation are

$$T^{-1}\sum (S_{t-1}^{\tau})^2 \xrightarrow{p} \sigma^2(1-\rho^2)^{-1}, 2T^{-1}\sum S_{t-1}^{\tau}(g_{t-1} - h_{t-1}) \xrightarrow{p} 0,$$

and assuming that

$$T^{-1}\sum (g_{t-1} - h_{t-1})^2 \to b_{11}.$$

Thus,

$$T^{-1}f_1 \xrightarrow{p} \sigma^2(1-\rho^2)^{-1} + b_{11}. \tag{4a}$$

For $\hat{\sigma}^2$, it can be written as

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}^2 &= T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\Delta e_t^2 - T^{-1}(f_2 - f_1)^2 f_1^{-1} \\ &= T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\Delta S_t^{\tau})^2 + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left[\Delta(g_t - h_t)\right]^2 + 2T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\Delta S_t^{\tau}\Delta(g_t - h_t) \\ &\qquad - T^{-2}(f_2 - f_1)^2(T^{-1}f_1)^{-1}.\end{aligned}$$

Using the facts that:

$$T^{-1}\sum (\Delta S_t^{\tau})^2 \xrightarrow{p} 2\sigma^2(1+\rho)^{-1}, T^{-1}\sum\left[\Delta(g_t - h_t)\right]^2 = O(T^{-1}),$$

$$2T^{-1}\sum \Delta S_t^{\tau}\Delta(g_t - h_t) = O_p(T^{-1}),$$

then,

$$\hat{\sigma}^2 \xrightarrow{p} 2\sigma^2(1+\rho)^{-1} - \left\{-\sigma^2(1+\rho)^{-1}\right\}^2 \left\{\sigma^2(1-\rho^2)^{-1} + b_{11}\right\}^{-1}$$

$$= \sigma^2 \left\{\sigma^2 + 2(1-\rho)b_{11}\right\}\left\{\sigma^2 + (1-\rho^2)b_{11}\right\}^{-1}. \qquad (5a)$$

Proof of b_{11}.

$$T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})^2 = T^{-1}\sum g_{t-1}^2 + T^{-1}\sum h_{t-1}^2 - 2T^{-1}\sum g_{t-1}h_{t-1}.$$

The first term in the right hand side is obtained as

$$T^{-1}\sum g_{t-1}^2 = T^{-1}\sum (d_{t-1}^2 + \bar{d}^2 - 2d_{t-1}\bar{d})$$
$$\rightarrow k_1^2\tau_1(1-\tau_1) + k_2^2\tau_2(1-\tau_2) + 2k_1k_2\tau_1(1-\tau_2)$$

by using

$$T^{-1}\sum d_{t-1}^2 \rightarrow k_1^2(1-\tau_1) + k_2^2(1-\tau_2) + 2k_1k_2(1-\tau_2).$$

The second term is

$$T^{-1}\sum h_{t-1}^2 \rightarrow 3\{k_1\tau_1(1-\tau_1) + k_2\tau_2(1-\tau_2)\}^2,$$

and the last term is

$$2T^{-1}\sum g_{t-1}h_{t-1} = 2T^{-1}\sum (d_{t-1} - \bar{d})(t-\bar{t})\sum (t-\bar{t})d_{t-1}\left\{\sum (t-\bar{t})^2\right\}^{-1}$$
$$= 2\left\{T^{-2}\sum d_{t-1}(t-\bar{t})\right\}^2\left\{T^{-3}\sum (t-\bar{t})^2\right\}^{-1} \rightarrow 6\{k_1\tau_1(1-\tau_1) + k_2\tau_2(1-\tau_2)\}^2.$$

Thus, we obtain

$$b_{11} = k_1^2\tau_1(1-\tau_1)(3\tau_1^2 - 3\tau_1 + 1) + k_2^2\tau_2(1-\tau_2)(3\tau_2^2 - 3\tau_2 + 1)$$
$$+ 2k_1k_2\tau_1(1-\tau_2)(3\tau_1\tau_2 - 3\tau_2 + 1). \quad \blacksquare$$

2. Proof of Theorem 1（b）.

The test statistics are given by

$$T^{-1/2}t = T^{-2}(f_2 - f_1)(\hat{\sigma}^2 T^{-3} f_1)^{-1/2}, \tag{6a}$$

$$T(\hat{\rho}-1) = T^{-2}(f_2 - f_1)(T^{-3} f_1)^{-1}. \tag{7a}$$

The probability limits of $T^{-2}(f_2 - f_1)$, $T^{-3} f_1$, and $\hat{\sigma}^2$ are derived first, and then, the proof of b_{21}, b_{22}, and b_{23} is given.　The term $T^{-2}(f_2 - f_1)$ is

$$T^{-2}(f_2 - f_1) = T^{-2}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}\Delta S_t^{\tau} + T^{-2}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta(g_t - h_t)$$
$$+ T^{-2}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}\Delta(g_t - h_t) + T^{-2}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta S_t^{\tau}.$$

Utilizing the facts that

$$T^{-2}\sum S_{t-1}^{\tau}\Delta S_t^{\tau} = O_p(T^{-1}), T^{-2}\sum(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta h_t = 0,$$
$$T^{-2}\sum S_{t-1}^{\tau}\Delta(g_t - h_t) = O_p(T^{-1}), T^{-2}\sum(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta S_t^{\tau} = O_p(T^{-1}),$$

and supposing that

$$T^{-2}\sum(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta g_t \to b_{21},$$

then, we obtain

$$T^{-2}(f_2 - f_1) \xrightarrow{p} b_{21}. \tag{8a}$$

Now, we show

$$T^{-3} f_1 = T^{-3}\sum_{t=1}^{T}(S_{t-1}^{\tau})^2 + T^{-3}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})^2 + 2T^{-3}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}(g_{t-1} - h_{t-1}).$$

In the equation above,

$$T^{-3}\sum(S_{t-1}^{\tau})^2 = O_p(T^{-2}), 2T^{-3}\sum S_{t-1}^{\tau}(g_{t-1}-h_{t-1}) = O_p(T^{-3/2}),$$

and we write

$$T^{-3}\sum(g_{t-1}-h_{t-1})^2 \to b_{23}.$$

Thus,

$$T^{-3}f_1 \xrightarrow{p} b_{23}. \tag{9a}$$

Finally,

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}^2 &= T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\Delta e_t^2 - T^{-4}(f_2-f_1)^2(T^{-3}f_1)^{-1} \\ &= T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\Delta S_t^{\tau})^2 + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left[\Delta(g_t-h_t)\right]^2 + 2T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\Delta S_t^{\tau}\Delta(g_t-h_t) \\ &\qquad - T^{-4}(f_2-f_1)^2(T^{-3}f_1)^{-1}.\end{aligned}$$

We use the following relationships.

$$T^{-1}\sum(\Delta S_t^{\tau})^2 \xrightarrow{p} 2\sigma^2(1+\rho)^{-1}, 2T^{-1}\sum\Delta S_t^{\tau}\Delta(g_t-h_t) = O_p(T^{-1}).$$

And we let

$$T^{-1}\sum\left[\Delta(g_t-h_t)\right]^2 \to b_{22}.$$

So, the limit is

$$\hat{\sigma}^2 \xrightarrow{p} 2\sigma^2(1+\rho)^{-1} + b_{22} - \frac{b_{21}^2}{b_{23}}. \tag{10a}$$

Proof of b_{21}.

$$T^{-2}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1}-h_{t-1})\Delta g_t = T^{-2}\sum(g_{t-1}-h_{t-1})\Delta d_t = T^{-2}\sum g_{t-1}\Delta d_t - T^{-2}\sum h_{t-1}\Delta d_t.$$

The limit of the first term in the last equation is

$$T^{-2}\sum g_{t-1}\Delta d_t \to 2^{-1}\left\{k_1^2\tau_1(1-\tau_1)^2 + k_2^2\tau_2(1-\tau_2)^2 + k_1k_2(1-\tau_1)(1-\tau_2)(\tau_1+\tau_2)\right\}.$$

Note that

$$\sum DT_{t-1}^1\cdot DU_t^1 = \sum DT_{t-1}^1, \sum DT_{t-1}^1\cdot DU_t^2 = \sum_{t=1}^{T-\tau_2 T}(\tau_2 T - \tau_1 T - 1 + t),$$
$$\sum DT_{t-1}^2\cdot DU_t^1 = \sum DT_{t-1}^2, \sum DT_{t-1}^2\cdot DU_t^2 = \sum DT_{t-1}^2.$$

And then,

$$T^{-2}\sum h_{t-1}\Delta d_t = \left\{T^{-2}\sum(t-\bar{t})\Delta d_t\right\}\left\{T^{-3}\sum(t-\bar{t})d_{t-1}\right\}\left\{T^{-3}\sum(t-\bar{t})^2\right\}^{-1}$$
$$\to 2^{-1}\left\{k_1\tau_1(1-\tau_1)+k_2\tau_2(1-\tau_2)\right\}\left\{k_1(1-\tau_1)^2(2\tau_1+1)+k_2(1-\tau_2)^2(2\tau_2+1)\right\}$$

using the following limits.

$$T^{-2}\sum(t-\bar{t})\Delta d_t \to 2^{-1}\left\{k_1\tau_1(1-\tau_1)+k_2\tau_2(1-\tau_2)\right\},$$
$$T^{-3}\sum(t-\bar{t})d_{t-1} \to 12^{-1}\left\{k_1(1-\tau_1)^2(2\tau_1+1)+k_2(1-\tau_2)^2(2\tau_2+1)\right\},$$
$$T^{-3}\sum(t-\bar{t})^2 \to 12^{-1}.$$

Thus,

$$b_{21} = 2^{-1}\left\{k_1^2\tau_1^2(1-\tau_1)^2(2\tau_1-1)+k_2^2\tau_2^2(1-\tau_2)^2(2\tau_2-1)\right.$$
$$\left.+2k_1k_2\tau_1\tau_2(1-\tau_1)(1-\tau_2)(\tau_1+\tau_2-1)\right\}.$$

Proof of b_{22}.

$$T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left[\Delta(g_t-h_t)\right]^2 = T^{-1}\sum\Delta d_t^2 + T^{-1}\sum\Delta h_t^2 - 2T^{-1}\sum\Delta d_t\Delta h_t.$$

All the terms in the right hand side are

$$T^{-1}\sum \Delta d_t^2 = T^{-1}\sum \left[k_1 DU_t^1 + k_2 DU_t^2\right]^2 \to k_1^2(1-\tau_1) + k_2^2(1-\tau_2) + 2k_1k_2(1-\tau_2),$$
$$T^{-1}\sum \Delta h_t^2 \to \left\{k_1(1-\tau_1)^2(2\tau_1+1) + k_2(1-\tau_2)^2(2\tau_2+1)\right\}^2,$$
$$2T^{-1}\sum \Delta d_t \Delta h_t$$
$$\to 2\left\{k_1(1-\tau_1)^2(2\tau_1+1) + k_2(1-\tau_2)^2(2\tau_2+1)\right\}\left\{k_1(1-\tau_1) + k_2(1-\tau_2)\right\}.$$

Hence, we obtain

$$b_{22} = k_1^2\tau_1(1-\tau_1)\left\{\tau_1^2(2\tau_1-3)(1-2\tau_1) + (1-\tau_1)(2\tau_1+1)\right\}$$
$$+ k_2^2\tau_2(1-\tau_2)\left\{\tau_2^2(2\tau_2-3)(1-2\tau_2) + (1-\tau_2)(2\tau_2+1)\right\}$$
$$+ 2k_1k_2\tau_1(1-\tau_2)\left\{\tau_1\tau_2(2\tau_1-3)(1-2\tau_2) + (1-\tau_2)(2\tau_2+1)\right\}.$$

Proof of b_{23}.

$$T^{-3}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1}-h_{t-1})^2 = T^{-3}\sum g_{t-1}^2 + T^{-3}\sum h_{t-1}^2 - 2T^{-3}\sum g_{t-1}h_{t-1}.$$

Since the limits of the terms in the equation above are

$$T^{-3}\sum g_{t-1}^2 \to 12^{-1}\left\{k_1^2(1-\tau_1)^3(3\tau_1+1) + k_2^2(1-\tau_2)^3(3\tau_2+1)\right.$$
$$\left. + 2k_1k_2(1-\tau_2)^2(-3\tau_1^2+2\tau_2+1)\right\},$$
$$T^{-3}\sum h_{t-1}^2 \to 12^{-1}\left\{k_1(1-\tau_1)^2(2\tau_1+1) + k_2(1-\tau_2)^2(2\tau_2+1)\right\}^2$$
$$2T^{-3}\sum g_{t-1}h_{t-1} \to 6^{-1}\left\{k_1(1-\tau_1)^2(2\tau_1+1) + k_2(1-\tau_2)^2(2\tau_2+1)\right\}^2,$$

b_{23} is written as

$$b_{23} = 3^{-1}\left\{k_1^2\tau_1^3(1-\tau_1)^3 + k_2^2\tau_2^3(1-\tau_2)^3 - k_1k_2\tau_1^2(1-\tau_2)^2(2\tau_1\tau_2+\tau_1-3\tau_2)\right\}. \quad \blacksquare$$

3. Proof of Theorem 3.

The test statistics are written as

$$t = T^{-1}(f_2 - f_1)(\hat{\sigma}^2 T^{-2} f_1)^{-1/2}, \tag{11a}$$

$$T(\hat{\rho} - 1) = T^{-1}(f_2 - f_1)(T^{-2} f_1)^{-1}. \tag{12a}$$

We first show $T^{-1}(f_2 - f_1)$, $T^{-2} f_1$, and $\hat{\sigma}^2$, and then we prove c_{11}, c_{12}, and c_{22}.

$$T^{-1}(f_2 - f_1) = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}\Delta S_t^{\tau} + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta(g_t - h_t)$$
$$+ T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}\Delta(g_t - h_t) + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta S_t^{\tau}.$$

It is straightforward to show that

$$T^{-1}\sum S_{t-1}^{\tau}\Delta S_t^{\tau} \xrightarrow{p} -\sigma^2(1+\rho)^{-1},\ T^{-1}\sum(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta h_t = 0,$$

$$T^{-1}\sum S_{t-1}^{\tau}\Delta(g_t - h_t) = O_p(T^{-1/2}),\ T^{-1}\sum(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta S_t^{\tau} = O_p(T^{-1/2}).$$

Assuming that

$$T^{-1}\sum(g_{t-1} - h_{t-1})\Delta g_t \to c_{i1},$$

then, we obtain

$$T^{-1}(f_2 - f_1) \xrightarrow{p} -\sigma^2(1+\rho)^{-1} + c_{i1},\ i = 1,2. \tag{13a}$$

Next, we show

$$T^{-2} f_1 = T^{-2}\sum_{t=1}^{T}(S_{t-1}^{\tau})^2 + T^{-2}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1} - h_{t-1})^2 + 2T^{-2}\sum_{t=1}^{T} S_{t-1}^{\tau}(g_{t-1} - h_{t-1}).$$

The first and third terms in the right hand side are

$$T^{-2}\sum(S_{t-1}^{\tau})^2 = O_p(T^{-1}), 2T^{-2}\sum S_{t-1}^{\tau}(g_{t-1}-h_{t-1}) = O_p(T^{-1}),$$

and letting

$$T^{-2}\sum(g_{t-1}-h_{t-1})^2 \to c_{i3},$$

then, we find that

$$T^{-2}f_1 \xrightarrow{p} c_{i3}, i=1,2. \tag{14a}$$

Now, we prove

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}^2 &= T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\Delta e_t^2 + O_p(T^{-1})\\ &= T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\Delta S_t^{\tau})^2 + T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left[\Delta(g_t-h_t)\right]^2 + 2T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\Delta S_t^{\tau}\Delta(g_t-h_t) + O_p(T^{-1}).\end{aligned}$$

The first and third terms are

$$T^{-1}\sum(\Delta S_t^{\tau})^2 \xrightarrow{p} 2\sigma^2(1+\rho)^{-1}, 2T^{-1}\sum\Delta S_t^{\tau}\Delta(g_t-h_t) \xrightarrow{p} 0.$$

And let

$$T^{-1}\sum\left[\Delta(g_t-h_t)\right]^2 \to c_{i2}.$$

Thus,

$$\hat{\sigma}^2 \xrightarrow{p} 2\sigma^2(1+\rho)^{-1} + c_{i2}, i=1,2. \tag{15a}$$

Proof of c_{11}.

$$T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(g_{t-1}-h_{t-1})\Delta g_t = T^{-1}\sum g_{t-1}\Delta d_t - T^{-1}\sum h_{t-1}\Delta d_t.$$

The first term of the right hand side is

$$T^{-1}\sum g_{t-1}\Delta d_t = k_1 k_2 - (k_1 + k_2)\{k_1(1-\tau_1) + k_2(1-\tau_2)\}.$$

In this derivation, note that

$$\sum DU_{t-1}^1 \cdot (DU_t^2 - DU_{t-1}^2) = \sum DU_{t-1}^1 \cdot D(\tau_2 T)_t = 1,$$

where $D(\tau_2 T)_t = 1$ if $t = \tau_2 T + 1$ and 0 otherwise.　And then,

$$T^{-1}\sum h_{t-1}\Delta d_t \to 3\{k_1(2\tau_1 - 1) + k_2(2\tau_2 - 1)\}\{k_1\tau_1(1-\tau_1) + k_2\tau_2(1-\tau_2)\}$$

using the facts that

$$T^{-3/2}\sum (t-\bar{t})\Delta d_t \to 2^{-1}\{k_1(2\tau_1 - 1) + k_2(2\tau_2 - 1)\},$$
$$T^{-5/2}\sum (t-\bar{t}) d_{t-1} \to 2^{-1}\{k_1\tau_1(1-\tau_1) + k_2\tau_2(1-\tau_2)\}, T^{-3}\sum (t-\bar{t})^2 \to 12^{-1}.$$

Thus,

$$c_{11} = -k_1^2(1-\tau_1)(6\tau_1^2 - 3\tau_1 + 1) - k_2^2(1-\tau_2)(6\tau_2^2 - 3\tau_2 + 1)$$
$$- k_1 k_2\{(1-\tau_1)(6\tau_1\tau_2 - 3\tau_1 + 1) + (1-\tau_2)(6\tau_1\tau_2 - 3\tau_2 + 1) - 1\}.$$

Proof of c_{12}.

$$T^{-1}\sum_{t=1}^{T}[\Delta(g_t - h_t)]^2 = T^{-1}\sum \Delta g_t^2 + T^{-1}\sum \Delta h_t^2 - 2T^{-1}\sum \Delta g_t \Delta h_t.$$

The term $T^{-1}\sum \Delta g_t^2$ is

$$T^{-1}\sum \Delta g_t^2 = T^{-1}\sum \Delta d_t^2 = \sum\{k_1 D(\tau_1 T)_t + k_2 D(\tau_2 T)_t\}^2 = k_1^2 + k_2^2,$$

where $D(\tau_1 T)_t = 1$ if $t = \tau_1 T + 1$ and 0 otherwise.　And then,

$$T^{-1}\sum \Delta h_t^2 = O(T^{-1}),\ 2T^{-1}\sum \Delta g_t \Delta h_t = O(T^{-1}).$$

Hence,

$$c_{12} = k_1^2 + k_2^2.$$

For the proof of c_{22}, since $\sum_{t=1}^{T}\left[\Delta(g_t - h_t)\right]^2$ is $O(1)$ for shifts in slope with $Scale = T^{-1/2}$, $T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left[\Delta(g_t - h_t)\right]^2 \to 0$ as $T \to \infty$; therefore $c_{22} = 0$. ■

大阪学院大学経済学会会則

第１条　本会は大阪学院大学経済学会と称する。

第２条　本会の事務所は大阪学院大学図書館内におく。

第３条　本会は本学の設立の趣旨にもとづいて経済学およびこれに関連する諸科学の研究を促進することを目的とする。

第４条　本会は次の事業を行う。

1. 機関誌「大阪学院大学経済論集」の発行
2. 研究会、講演会および討論会の開催
3. その他本会の目的を達成するための必要な事業

第５条　本会の会員は次の通りとする。

1. 大阪学院大学・大阪学院大学短期大学部の専任教員で経済学およびこれに 関連する諸科学を研究する者
2. 本会の趣旨に賛同し、役員会の承認を得た者

第６条　会員は本会の機関誌その他刊行物の配布を受けることができる。

第７条　本会には次の役員をおく。任期は２年とし、再選を妨げない。

1. 会　　　長　　１名
2. 副　会　長　　１名
3. 編集および庶務委員　　４名以内

第８条　会長は会員の中から選出し、総長が委嘱する。
副会長は会長が会員の中から選出し、会長が委嘱する。
委員は会員の互選にもとづいて、会長が委嘱する。

第９条　会長は本会を代表し、会務を統轄する。副会長は会長を補佐する。
役員は役員会を構成し、本会の企画・運営にあたる。

第10条　会長は役員会を召集して、その議長となる。

第11条　会長は会務執行に必要なとき、会員の中から実行委員を委嘱するこ

とがある。

第12条　総会は年１回これを開く、ただし、必要ある時は会長が臨時に召集することができる。

第13条　本会の経費は大阪学院大学からの交付金のほかに、有志からの寄付金その他の収入をもってあてる。

第14条　各学会の相互の連絡調整をはかるため「大阪学院大学学会連合会」に参加する。

第15条　会計は毎年４月１日に始まり、翌年３月31日に終る。

第16条　本会会則の改正は総会の議を経て、総長の承認をうるものとする。

付　　則

1. この会則は、昭和62年４月１日から施行する。
2. この会則は、平成13年４月１日から改正し施行する。
3. この会則は、平成17年４月１日から改正し施行する。
4. この会則は、平成25年４月１日から改正し施行する。

以 上

大阪学院大学経済論集投稿規程

1. 『大阪学院大学経済論集』（以下、本誌）は、大阪学院大学経済学会の会員の研究成果を公刊することを主目的とし、会員より組織される本誌編集委員会が編集作業の任にあたる。
2. 投稿論文はその内容が経済学およびこれに関連する諸科学に属するものでなければならない。
3. 投稿資格者は、原則として本学経済学会の会員、本学大学院の院生に限る。ただし、
   a． 本学院生の投稿は指導教員の推薦を必要とする。
   b． 客員教授、非常勤講師、学外者の原稿については編集委員会ではかる。
   c． 本会々員と共同執筆についてはこの限りではない。
4. 原稿は次のように区分し、この順序にしたがって編集する。
   「論説」：経済に関する独創的かつオリジナルな研究成果をまとめたもの、あるいは、既知の内容を有意義な方法で統合・整理・解説することを目的とする学術的価値の高いものとする。
   「研究ノート」：論文よりも主題がより限定的で枚数が少ないものであり、速報性を有し、理論的・実証的・に新しい事実や価値のある試算・観察結果を含むものとする。
   「翻訳」：学界において重要な著作の翻訳とする。これについては、原稿提出時に、原著者ならびに初版発行機関より翻訳許可の旨を記した文章あるいはそのコピーを添付すること。
   「資料紹介・統計資料」：未公刊資（史）料の紹介ならびに翻刻あるいは実証分析におけるデータの集計ならびに推計結果を報告するものとする。

「書評・書評論文」：ここで取り上げる著作の選択ならびに書評者は、本誌編集委員会が、その内容および執筆者を関係各方面の意見を参考にして決定し、依頼する。

「学界展望」：学界において重要な問題の展望とする。これについては、本誌編集委員会が、その内容および執筆者を関係各方面の意見を参考にして決定し、依頼する。

「正誤表」：原則として著者の提出出した正誤表にもとづき、本誌編集委員会の承認したものを掲載する。

5.　原稿は未発表のものに限り、原稿の最大限字数は200字詰原稿用紙80枚、または印刷ページにしてA5版20ページのいずれをも超えないものとする。

　これ以上の枚数については編集委員会で検討のうえで、分割掲載することがある。

6.　投稿原稿の採否は、本誌編集委員会および本誌編集委員会の委嘱する審査委員の審査にもとづき、本誌編集委員会において決定する。執筆要領を逸脱ないしは本誌の価値を著しく損なう恐れのある原稿は、審査の対象外とされる場合がある。

7.　発行は原則として６月、12月の年２回とし、年間総ページ数をＡ５版600ページ程度とする。

　なお、臨時増刊号を発行することがある。

8.　抜刷は40部を進呈し、これ以上必要な場合は実費とする。

9.　投稿され掲載された成果物の著作権は、著作者が保持する。

　なお、出版権、頒布権については大学が保持するため、論文転載を希望する場合は、学会宛に転載許可願を提出願うこととする。

10.　投稿された論文の著作者は、当該論文を電子化により公開することについて、複製権および公衆送信権を大学に許諾したものとみなす。大学が、

複製権および公衆送信権を第三者に委託した場合も同様とする。

この規程は、平成25年４月１日から適用する。

以 上

大阪学院大学経済論集執筆要領

1. 原稿について

⑴ 投稿原稿は原則としてワープロ横書きとし、投稿規程（200字詰原稿用紙80枚まで）の字数に相当するハードコピー１部と3.5インチ2DDあるいは同2HDのフロッピーディスクの両方を提出し、必ず原稿提出票を添えること。その際、使用したワープロもしくはパソコンのメーカー名および機種名を（パソコンの場合はソフト名）を明記すること。

⑵ 現代かなづかいに統一し、当用漢字を使用すること。なお、外来語は必要と思われるとき以外はカタカナに統一し（頁➞ページ、仏蘭西➞フランス）、難字は欄外に大書きすること。

⑶ 英文（欧文）の著書名、雑誌名および図、数式中の記号等は、全て斜体（イタリク体）とするが、印刷字体その他印刷上のスタイルなどの指定は、執筆者が原稿に直接朱書きすること。

⑷ 図と表は原稿とは別に書いて１枚ごとに番号と執筆者名を記入し、本文中に挿入箇所を指示すること。また図の説明文は、別紙にまとめること。

⑸ 自分でスミ入れして完成させた原図や写真の場合は、厚手の台紙に貼り付けて希望縮尺を記入すること。印刷所に原図作成を依頼する場合は鉛筆で下書きしたものを用意するか、または適当な方法で書いた見本を添えること。

⑹ *ibid. op. cit.,* 等も斜体とする。そしてそれが文頭に来るときは、*Ibid.,* 等と大文にする。

⑺ 日本語、中国語等の場合、著書名および雑誌名は『　』、論文名は「　」で囲むこと。欧文では論文名は“　”で囲むこと。

⑻ 本文中に引用する場合は、引用する著者の氏名の後に発表年を（　）で囲って記入する。

⑼　英文著書および雑誌のページを表す「p.」ないし「pp.」は小文字とする。
⑽　原稿は下記の順序で、別々に作成すること。

　①　表紙には、題名、著者名、所属を記入すること。
　②　和文要旨（400字以内、ただし欧文・中国語文等の場合は除く）
　③　本文
　④　文末注（脚注の場合は本文に含む）
　⑤　参考文献
　⑥　図・表（本文中に入れている場合はこの限りではない）
　⑦　英文論題
　⑧　英文著者名
　⑨　英文要旨（主要欧文でも可）（100語程度）

⑾　「論文」・「研究ノート」については、本文冒頭に「和文要旨」・「キーワード」・「経済学文献季報分類番号（別表）」の順に、文末に原則として「英文（欧文等）要旨」・「キーワード」・「*Journal of Economic Literature*（以下、*J.E.L.*）.Classification Number（別表）」の順にそれぞれ記入すること。なお、「仏文要旨」・「独文要旨」等については「キーワード」・「*J.E.L.* Classification Number」は不要である。
⑿　掲載順序は、本誌編集委員会が認めた寄稿者を除き「教授」・「准教授」・「講師」・「大学院生」の順とし、消印等で示された日付等で示された受理日にもとづき、それぞれ入稿の順とする。
⒀　「和文要旨」・「英文（欧文等）要旨」は、それらのみで原稿の内容を的確に把握できるように、その目的と方法ならびに成果を簡潔に記すこと。
⒁　「和文要旨」の末尾には「キーワード」と「経済学文献季報分類番号」を記入すること。
⒂　「キーワード」には、本文の内容に照らして重要と思われる単語を３～５つ程度記入すること。

⒃ 「英文（欧文等）要旨」は、100語程度とし、その末尾に「キーワード」・と「*J.E.L.* Classification Number」をそれぞれ記入すること。「仏文要旨」・「独文要旨」等については、「キーワード」・「*J.E L* Classification Number」は、不要である。

⒄ 「英文（欧文等）要旨」の校閲ならびに「キーワード」・「経済学文献季報分類番号」「*J.EL.* Classification Number」の選定は投稿者の責任において行うこと。

⒅ 「翻訳」は、最初のページに、当該書の著者、書名、発行所、発行年月（西暦)、ページ数を特記すること。

⒆ 「書評・書評論文」は、原則として、原稿末尾に当該書の発行所、発行年月（西暦）判型、ページ数および定価をカッコ内に記載すること。

⒇ 投稿原稿が英文（欧文等）の場合、本文の文頭に、「英文（欧文等）要旨（Abstract）」・「キーワード（Keyword）」・「*J.E.L.* Classification Number」の順でこれらを記載すること。

(21) 投稿原稿が中国語文等の場合、本文の末尾に「英文（欧文等）要旨（Abstract）」・「キーワード（Keyword）」・「*J.E.L.* Classification Number」の順でこれらを記載すること。

2. 注釈について

⑴ 注釈は原則として、文末に一括表示し、次の方法による。

⑵ 本文の注釈番号は（　）で囲み、右肩表示とし、全体を通じて通し番号をつけること。

3. 校正について

⑴ 著者校正は三校までとし、朱筆で記入すること。三校以前でも校正の必要がなくなれば校了または責了とすること。

⑵　特殊な印刷などによって通常の印刷費を大幅に上回る場合は、必要経費の一部が執筆者負担となることがあるので、特に注意されたい。

⑶　投稿原稿は完成原稿とするので、原則として校正および印刷上の誤り以外、語句の修正や挿入を認めない。

4.　原稿提出先等について

⑴　原稿の提出先は図書館学会係とする。なお、本学指定の原稿用紙および原稿提出票は図書館事務室で配付する。

⑵　本誌全体の体裁にかかわる事項については、本誌編集委員会より、投稿者に形式上の変更を求めることがある。

以　上

****

注.　1－⑾にある「経済学文献季報分類番号」は経済学文献季報が廃刊になったため取り止め、第22巻第2号から暫定措置として「JEL分類記号」を記載することになった。

****

執筆者紹介（掲載順）

紙　　　博　文（経済学部教授）
松　木　　　隆（経済学部教授）

2016年（平成28年）6 月30日　発行

編集兼発行人
大阪学院大学経済学会
〒564-8511　大阪府吹田市岸部南二丁目36番1号　TEL（06）6381-8434㈹
印刷
大枝印刷株式会社
〒564-0031　大阪府吹田市元町28番7号　TEL（06）6381-3395㈹

ISSN 2423-950X

THE OSAKA GAKUIN REVIEW OF ECONOMICS

VOL. 30, NOS. 1・2 JUNE 2016

CONTENTS

ARTICLES

THE SOCIETY OF ECONOMICS
OSAKA GAKUIN UNIVERSITY