

景気転換点を予測するためのインデックスの提供

－ニッセイ景気動向判断指数（NB I）の改定－

経済調査部門 研究員 篠原 哲

shino@nli-research.co.jp

<要旨>

1. 2002年1月以降回復に転じた日本経済であるが、2003年入り後は急速に停滞感を強めており、早々の景気後退局面入りも懸念されている。このように景気のサイクルが不安定化する近年の状況下では、政策決定を行なう政府や中央銀行のみならず、企業の経営者や投資家等にとっても、景気の現状および転換点を迅速かつ正確に把握することの重要性は、以前にも増して高まっていると言えるだろう。

ニッセイ基礎研究所では、迅速な景気局面判断および転換点の予測に資することを目的とした景気転換点予測インデックスである「ニッセイ景気動向判断指数（NB I）」を開発し、1998年以降毎月提供を続けている。また開発から数年が経過したこの間も、予測パフォーマンスの精度の維持に努めてきたほか、採用指標に基準改定等があった際などは、随時、再推計等をとまなう軽微な改定を実施してきた。しかし最近では、NB Iの採用指標の一部が公表中止になるなど、該当指標を採用系列から削除せざるを得ない事態が生じたこともあり、NB Iの予測パフォーマンスにやや低下傾向が見られるようになってきた。さらにNB Iのベースとなっている内閣府の景気動向先行指数にも、2001年12月に大規模な指標の見直しが行なわれたため、NB Iにも構成指標の見直し等、予測パフォーマンスの維持・向上を目的とした本格的な改定を実施する必要性は高まっていた。本稿においては、このような問題意識のもとで、NB Iについて予測パフォーマンスの向上を最大の目的とした改定を試みることにしたものである。

2. NB Iは当研究所にて独自に作成した先行CI（ニッセイ先行CI：NCI）より導出されるため、NB Iの予測パフォーマンスは、そのベースとなるNCIの先行性に左右され易い。そのため当パフォーマンスを向上させるには、NB I（NCI）の構成指標をより先行性の高い指標を中心に組み直すことが有益であると考えられる。この点を踏まえて、本稿では以下の手順に基づき改定を実施した。

①まずは構成指標の見直しに際し、内閣府景気先行指数の構成指標を中心に、景気に先行すると考えられる指標の先行性の検証を行なう。今回の改定においては、NB Iの予測パフォーマンスの向上を最大の目的としているため、現行の内閣府の先行指標以外で景気に先行性を有すると考えられる指標も検討の対象に加える。

②上記①における検証結果に基づき、景気に先行すると考えられる指標のなかでも、特に相対的に先行性を有すると判断できる指標を用いて、いくつかの先行CI（NCIの候補）を作成する。

※ 本稿の作成にあたり小巻泰之氏（日本大学）、樋浩一氏（ニッセイ基礎研究所）より大変有益なコメントを頂きました。記して感謝いたします。ただし本稿になお残された誤りは全て筆者個人の責任です。

③作成した各NC I 候補の景気に対する先行性を、景気の転換点からの先行期間の測定等により検証し、その結果、最も先行性に優れると判断できるC I をNC I として選定する。

④プロビットモデルを用いて、上記③で選定したNC I を景気拡張確率に変換し、改定版NB I を導出する。

3. 導出された改定版NB I は、現行NB I のパフォーマンスを上回り、景気の転換点から平均的に3ヵ月ほどの先行性を有するものとなった。なお改定版においても、現行NB I が有していた①景気拡張確率の導出による客観的な基準の下での景気判断が可能、②実際の景気動向に対して先行性を有しており景気局面・転換点の事前予測に活用できる、③操作・更新が簡易、という固有の特色は維持されており、当改定版NB I は景気判断・予測の実用に十分に耐えられるものであると言えよう。

<目次>

はじめに	54
I. NB I のフレームワークと改定の手順	56
1. 内閣府景気動向指数と景気判断手法	56
2. NB I のフレームワーク	57
3. 改定の具体的手順	58
II. NB I 構成指標の選定	59
1. 指標の先行性の検証方法と対象指標	59
2. 景気の転換点からの平均的先行期間の測定	60
3. 内閣府一致C I からの時差相関係数の計測	63
III. 独自先行C I (NC I : ニッセイ先行C I) の作成	64
1. NC I 候補の構築	64
2. NC I 候補における景気の転換点からの先行期間	66
3. 内閣府一致C I からの時差相関係数の計測	67
4. グレンジャーの因果関係の検証	68
IV. プロビットモデルによるNB I の導出	71
1. ニッセイ先行C I (NC I) を用いたプロビットモデルの推計	71
2. 推計期間	72
3. プロビットモデルの推計結果	72
V. 改定版NB I のパフォーマンス	73
1. 改定版NB I のパフォーマンス	73
2. まとめと残された課題	76
参考文献・参考資料	77
(参考1) NC I の作成方法について	78
(参考2) 未採用となったNC I 候補を用いたNB I の検証	80

はじめに

2002年1月以降回復に転じた日本経済であるが、今回の回復局面は当初より外需主導の脆弱な回復という見方が一般的である。特に2002年後半以降、イラク問題や国内株価の低迷が深刻化するなかで、先行きに対する悲観的な見方は急速に強まり、一部では2002年の秋頃に景気は既にピークを迎えたとの見解もあった。その後2003年4月に実施された鉱工業生産指数の基準改定により、2002年の秋頃を景気のピークとする説は事実上消滅したが、2003年入り後はSARS（重症急性呼吸器症候群）問題という新たな不安要因の発生に加え、米国経済の先行き懸念も高まり始めており、2003年5月の時点で、一部の民間調査機関は2003年度中頃までに景気はピークを迎えるという見解を示している。もし仮に2003年度中頃までに景気がピークを迎えるとすれば、前回の回復局面であった1999年1月を谷とした局面（2000年10月が山、21ヵ月という戦後最短の景気拡張局面）より更に短い回復となる可能性もでてくる（図表－1）。このように景気のサイクルが不安定化する状況下では、政策決定を行なう政府や中央銀行のみならず、企業の経営者や投資家等にとっても、景気の現状および転換点を迅速かつ正確に把握することの重要性は、以前にも増して高まっていると言えるだろう。

図表－1 過去の景気循環

	谷	山	谷	期 間		
				拡 張	後 退	全循環
第1循環		1951年6月	1951年10月		4ヵ月	
第2循環	1951年10月	1954年1月	1954年11月	27ヵ月	10ヵ月	37ヵ月
第3循環	1954年11月	1957年6月	1958年6月	31ヵ月	12ヵ月	43ヵ月
第4循環	1958年6月	1961年12月	1962年10月	42ヵ月	10ヵ月	52ヵ月
第5循環	1962年10月	1964年10月	1965年10月	24ヵ月	12ヵ月	36ヵ月
第6循環	1965年10月	1970年7月	1971年12月	57ヵ月	17ヵ月	74ヵ月
第7循環	1971年12月	1973年11月	1975年3月	23ヵ月	16ヵ月	39ヵ月
第8循環	1975年3月	1977年1月	1977年10月	22ヵ月	9ヵ月	31ヵ月
第9循環	1977年10月	1980年2月	1983年2月	28ヵ月	36ヵ月	64ヵ月
第10循環	1983年2月	1985年6月	1986年11月	28ヵ月	17ヵ月	45ヵ月
第11循環	1986年11月	1991年2月	1993年10月	51ヵ月	32ヵ月	83ヵ月
第12循環	1993年10月	1997年5月	1999年1月	43ヵ月	20ヵ月	63ヵ月
第13循環	1999年1月	(2000年10月)	(2002年1月)	(21ヵ月)	(15ヵ月)	(36ヵ月)
第14循環	(2002年1月)	?				

（資料）「景気動向指数の改訂及び景気基準日付について」内閣府経済社会総合研究所

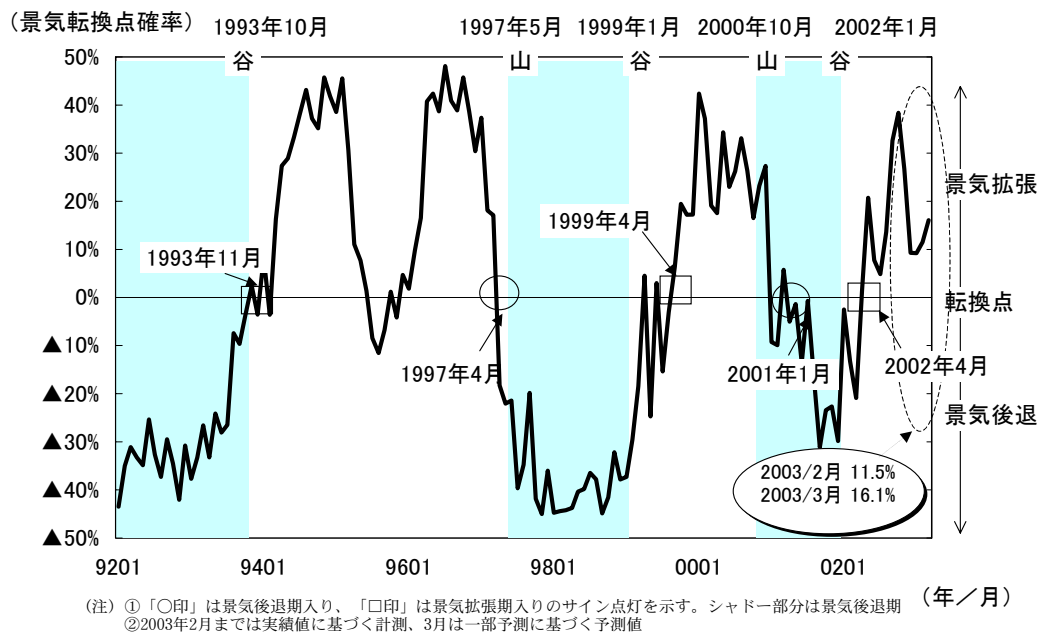
注：2000年10月、2002年1月は暫定

わが国における景気局面・転換点は、内閣府の「景気動向指数研究会」により公式に設定されており、設定の判断は内閣府によって発表されるDI、CI等の景気動向指数を中心として、GDP、日銀短観等の統計も踏まえて最終的に決定される。しかし、その決定の際には経済統計の確定にともなう正確性が重視されるため、転換点が確定するまでには約1年半から2年もの時間を要する。そのため正確性という観点からはともかく、決して迅速な景気判断には適さないという問題点を指摘する声

は多い。実際に2003年の5月時点においては、前述のように「景気のピークの時期」に注目が集まっていたものの、内閣府の公式見解では回復局面の始期（2002年初頃）すら公表されていなかった⁽¹⁾。このような背景もあり内閣府の公式発表以前に、景気局面や転換点を迅速に判断する手法を研究・開発する試みについては、各研究機関等において以前から頻繁に実施されており、一部の研究機関においては独自の景気動向指数等が開発され、景気判断・予測に活用されている⁽²⁾。

ニッセイ基礎研究所においても、迅速な景気局面判断および転換点の予測に資することを目的とした景気転換点予測インデックスである「ニッセイ景気動向判断指数（NB I : Nissay Business-cycle Index）」を開発しており（開発の詳細は小巻（1998））1998年以降毎月提供を続けている。また開発から数年が経過したこの間も、予測パフォーマンスの精度の維持に努めてきたほか、採用指標に基準改定等があった際などは、随時、再推計等をとまなう軽微な改定を実施してきた。しかし最近では、NB Iの採用指標の一部が公表中止になるなど、該当指標を採用系列から削除せざるを得ない事態が生じたこともあり、NB Iの予測パフォーマンスにやや低下傾向が見られるようになってきた。さらに、NB Iのベースとなっている内閣府の景気動向先行指数にも、2001年12月に大規模な指標の見直しが行なわれたため、NB Iにも構成指標の見直し等、予測パフォーマンスの維持・向上を目的とした本格的な改定を実施する必要性は高まっていた。本稿においては、このような問題意識のもとで、NB Iについて予測パフォーマンスの向上を最大の目的とした改定を試みることにした。

図表-2 現行NB I（2003年3月まで）



(1) 2002年1月を暫定の谷とする見解は2003年6月6日に内閣府より公表された。

(2) 例えば日本経済新聞社、大和総研、UFJ総合研究所等

本稿は以下のように構成されている。次章ではNB Iのフレームワークを紹介するとともに、改定における作業の手順を示す。第II章では、NB Iの採用指標候補である各先行指標が有する先行性を検証する。第III章では第II章で得られた各先行指標の先行性の検証結果を基に、NB Iのベースとなる独自の先行CIの作成を実施する。第IV章では前章までの結果を踏まえ、統計的手法を用いて改定版NB Iを導出し、第V章においてそのパフォーマンスの確認を行なう。

I. NB Iのフレームワークと改定の手順

1. 内閣府景気動向指数と景気判断手法

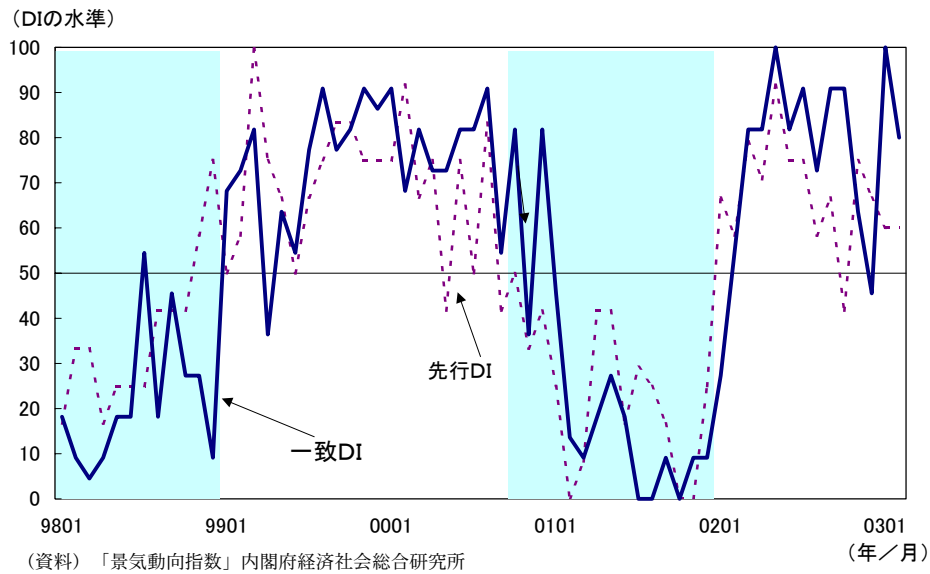
NB Iのフレームワークを紹介する前に、NB Iのベースとなっており、景気局面を判断する際に用いられる代表的な統計である内閣府の景気動向指数の概要を簡単に確認しておこう。景気動向指数は景気に一致して動く一致指数、先行する先行指数、遅行する遅行指数の3種からなり、当該月の翌々月上旬に速報値が公表される。なかでも一致指数は、内閣府「景気動向指数研究会」による景気基準日付（山・谷）設定の判断の際にもGDP、日銀短観等と共に利用されており、現状の景気局面を判断するうえでも注目される統計である。景気動向指数の各指数はそれぞれディフュージョン・インデックス（diffusion index, DI）、コンポジット・インデックス（composite index, CI）の形で公表されている。DIは指数を構成する各指標系列の3ヵ月前と比較し、上昇している場合は「+」、下降している場合は「-」として採用系列の総数に占める上昇指標数の割合で算出され、50%を横切る時点が景気の転換点を示す。ただしDIは作成および景気の局面判断が簡便である反面、採用系列の変化方向のみを用いて作成するため、決して現在の景気変動の大きさや量感を表わすものではない。そのため過去の局面における水準との比較はできないことがDIの問題点とされている。それに対して、CIは構成指標の変化率を合成して指数化したものであり、指数のピークとボトムが景気の高と谷に対応する。CIは景気の水準を表わすことは可能であるものの、CIの動きが経済活動の何を表現したものかは不明瞭であるという指摘もあり（小巻（2001b））、わが国では景気判断に際してはDIを用いることのほうが多い⁽³⁾。

景気動向指数は景気の状態を判断するだけでなく、景気の先行きを予測する際にも活用される。景気動向指数には前述のように、景気に先行して動くとされる指標を用いて作成された先行指数があり、概ね実際の景気動向から数ヶ月程の先行性を有している（図表-3、4）。（なお景気動向指数の先行指数以上に景気に先行するとされる一致/遅行比率⁽⁴⁾も景気の先行きを判断する際に用いられる場合がある。）

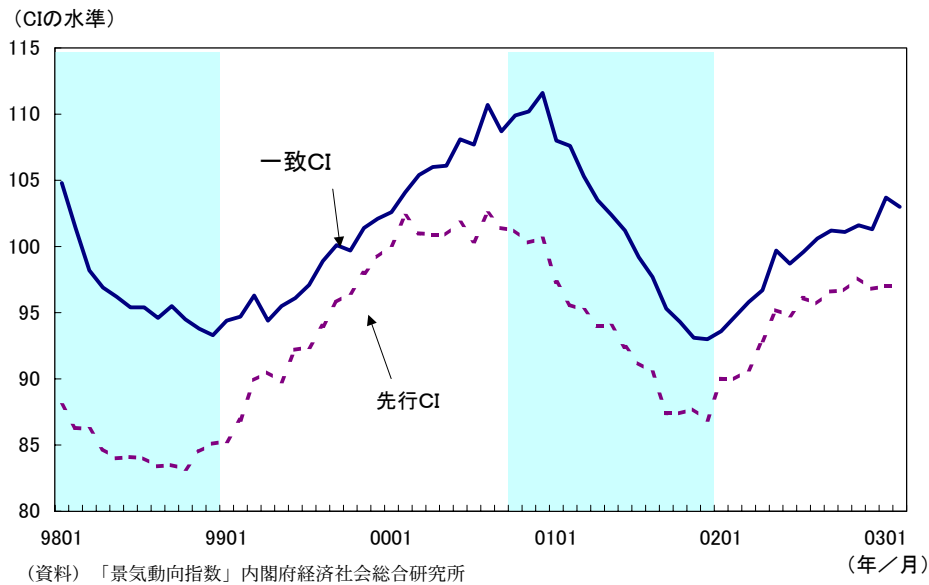
⁽³⁾ なおアメリカにおいては景気判断の際にはCIが重視される。内閣府の『第3回景気動向指数研究会議事概要』においては景気判断の際に「アメリカではCIがメインになっており、したがって日本でもそろそろCIにしたほうが良いという議論もありうる」との意見が記されている。

⁽⁴⁾ 景気動向指数の一致CIを遅行CIで除したもの。嶋中（2002）は景気の転換点に対して約1年半程の先行性を有している、としている。

図表－3 景気動向指数（DI）の推移



図表－4 景気動向指数（CI）の推移



当研究所のNB Iも内閣府の先行指数同様に、迅速な景気局面判断および転換点の予測に資することを目的としたインデックスであり、①景気の転換点確率を算出することで、客観的な基準の下での景気判断が可能、②実際の景気動向に対して先行性を有しているため景気局面の予測に活用できる、③操作・更新が簡易、という固有の特色を有している。以下ではNB Iのフレームワークを解説する。

2. NB Iのフレームワーク

NB Iのフレームワークは、独自に作成した先行CI（以下ではニッセイ先行CI：NCI）にプロビットモデルを用いて、景気転換点確率を導出することにある。

現行のNB Iに使用されているNC Iは、1998年当時の景気動向指数先行指数に採用されている11系列のうち、当該月の翌々月上旬までに公表されている7指標（最終需要財在庫率指数、新規求人数（除学卒）、建設着工床面積（商・工・サービス）、新設住宅着工床面積、新車新規登録・届出台数、日経商品指数（17種：前年同月比）、マネーサプライ（前年同月比）から構成。原材料在庫率指数は統計が廃止された際に系列から除外した。）により構成されている。ここで構成指標を上記の7指標とした理由は、①経企庁（現内閣府）先行C Iの構成指標を対象としているため客観性を持つ、②98年当時の経企庁景気動向指数⁽⁵⁾の公表タイミングよりも速報性を確保するという点であり、作成されたNC Iのパフォーマンスは当時の経企庁C Iと比較しても遜色ないことが小巻（1998）で検証されている。

またNB Iでは景気転換点確率を導出する際にプロビットモデルを用いているが、これは同モデルが有する利用の簡便性および解釈が容易という特色に起因するものである。小巻（2001a）においても、プロビットモデル（または同じ質的選択モデルであるロジットモデル）をこのような景気転換点予測モデルに利用するメリットとしては、回帰分析のフレームで算出されることから利用および解釈が容易であり、景気転換点の特定化が可能であることと紹介されている⁽⁶⁾。なお、同様に景気転換局面の分析にプロビットモデル（またはロジットモデル）を用いた既存研究として小巻（1998, 2001a）⁽⁷⁾、本多・松岡（2001）、美添他（2003）等が挙げられる。

3. 改定の具体的手順

以上のようにNB Iは独自に作成した先行C I（NC I）より導出されるため、NB Iの予測パフォーマンスは、そのベースとなるNC Iに左右され易い。NC IはC Iであるため、それを構成している各先行指標の変化率を合成して作成しているが、前述のようにNB I（NC I）のベースとなっている内閣府景気動向先行指数は、精度の維持・向上を目的として2001年12月に構成指標の見直しが実施された。そのためNC Iの先行性の向上に際しても、同様に構成指標をより先行性の高い指標に見直すことで対応することが有益であると考えられる。

この点を踏まえ、次章以降では以下の手順に基づき改定を実施する。

- ① まずは構成指標の見直しに際し、内閣府景気先行指数の構成指標を中心に、景気に先行すると考えられる指標の先行性の検証を行なう。今回の改定においては、NB Iの予測パフォーマンスの向上を最大の目的としているため、現行の内閣府の先行指標以外で景気に先行性を有すると考えられる指標も検討の対象に加える。なお公表の速報性という観点から、現行NB I同様に、

⁽⁵⁾ 1998年当時の経済企画庁の景気動向指数は当該月の翌々月下旬に公表されていた。

⁽⁶⁾ 一方で小巻（2001a）には、プロビットモデルを用いる際のデメリットとして、①経済活動が弱い時、偽の景気転換シグナルを発生しやすい、②選択できる変数に余地がある分、その変数選択がモデル自体のパフォーマンスを決定する、とある。

⁽⁷⁾ 小巻（2001a）は、プロビットモデル以外を用いた景気判断・転換点予測手法についても詳細にまとめている。

対象とする指標には四半期系列は用いず、すべて月次指標のみを用いる。

- ② 上記①における検証結果に基づき、景気に先行すると考えられる指標のなかでも、特に相対的に先行性を有すると判断できる指標を用いて、いくつかの先行C I（N C Iの候補）を作成する。
- ③ 作成した各N C I候補の景気に対する先行性を、景気の転換点からの先行期間の測定等により検証し、その結果、最も先行性に優れると判断できるC IをN C Iとして選定する。
- ④ プロビットモデルを用いて、上記③で選定したN C Iを景気拡張確率に変換し、改定版N B Iを導出する。

II. N B I 構成指標の選定

1. 指標の先行性の検証方法と対象指標

本章ではN B Iの構成指標の選定にあたり、各先行指標の先行性の検証を行なう。選定の対象とする指標は、内閣府景気動向先行指数に採用されている月次指標に、現行N B I構成指標、およびその他景気に先行性を持つと考えられる指標も加えている。

図表－5 分析の対象とした系列

現行N B I 構成指標

指 標
最終需要財在庫率指数
新規求人数（除学卒）
建築着工床面積（商工サ）
新設住宅着工床面積
新車新規登録届出
商品指数（17種）：前年同月比
M 2 + C D：前年同月比

検討の対象とする指標

指 標	出 所	現行N B I 採用系列	内閣府先行 指数採用系列
最終需要財在庫率指数	経済産業省	●	●
新規求人数（除学卒）	厚生労働省	●	●
建築着工床面積（商工サ）	国土交通省	●	
新設住宅着工床面積	国土交通省	●	●
新車新規登録届出	自販連	●	
商品指数（17種）：前年同月比	日本経済新聞社	●	
M 2 + C D：前年同月比	日本銀行	●	
鉱工業生産財在庫率指数	経済産業省		●
実質機械受注（民需、船・電除）	内閣府		●
耐久消費財出荷指数：前年同月比	経済産業省		●
消費者態度指数	内閣府		●
商品指数（42種）：前年同月比	日本経済新聞社		●
長短金利差			●
新発10年物国債利回り	日本銀行		
T I B O R（3ヵ月）	日本銀行		
東証株価指数：前年同月比	東京証券取引所		●
所定外労時指数（産業計）：前年同月比	厚生労働省		
所定外労時指数（製造業）：前年同月比	厚生労働省		
輸出数量指数：前年同月比	財務省		
企業倒産件数：前年同月比	帝国データバンク		

（注）●印は現行N B I、または内閣府先行指数の採用指標であることを示す。

対象指標の一覧は図表－5に示した。内閣府景気動向先行指数には他にも投資環境指数（製造業）、中小企業業況判断見通しの2系列が採用されているが、前述のように四半期毎の系列であるためこ

ここでは除外している。また消費者態度指数については、2001年11月以前は四半期調査であるが、内閣府同様に線形で補完した系列を用いた。他にも現行NBI、および内閣府先行指数採用指標以外の系列としては、所定外労働時間指数（全産業・製造業：前年比）、輸出数量指数（前年比）、企業倒産件数（前年比）を検討の対象に加えた。所定外労時指数は、内閣府景気動向指数では一致指数に採用されているが、アメリカのコンファレンスボードにおいて作成している日本先行指数（Japan leading index）⁽⁸⁾では先行指標として扱われていることや、前年比を採ることによって先行性を有するとする先行研究があるため（例えば本多・松岡（2001））検証対象に加えた。同様に企業倒産件数は、以前の景気動向先行指数に採用されており、コンファレンスボードにおいても先行指標として採用されている。なお輸出数量指数（前年比）は、近年の日本の景気動向に外需が与える影響が大きいことに鑑み、検証対象に加えることとした。

対象とした指標は輸出数量指数を除き、全て新旧の内閣府景気動向指数等の先行指数に用いられている系列であり、先行指標としてはどれも一般的なものと言えるだろう。以下では定性的および定量的な手法を用いて各指標の先行性の検証を試みる。

具体的な先行性の検証方法については、景気に先行する指標の検証を行なっている松岡（2002）等の既存研究を参考に、①各系列のピークから実際の景気転換点に対する先行期間とその標準偏差、②各系列と景気の代理変数である内閣府一致CIとの時差相関係数を用いて判定する。

2. 景気の転換点からの平均的先行期間の測定

ここではまず各系列のピークが、それぞれ過去の景気の山、谷からどの程度の平均先行期間を有するかを測定する。ただし系列に異常値等がある場合には、計測される平均先行期間に歪みが生じる可能性もあるため、松岡（2002）のように先行期間の標準偏差も測定することで、安定性も踏まえた各系列の先行性を検証する。この結果、各系列が過去の転換点に対して、どの程度の先行性を安定的に有しているかが検証できるであろう。

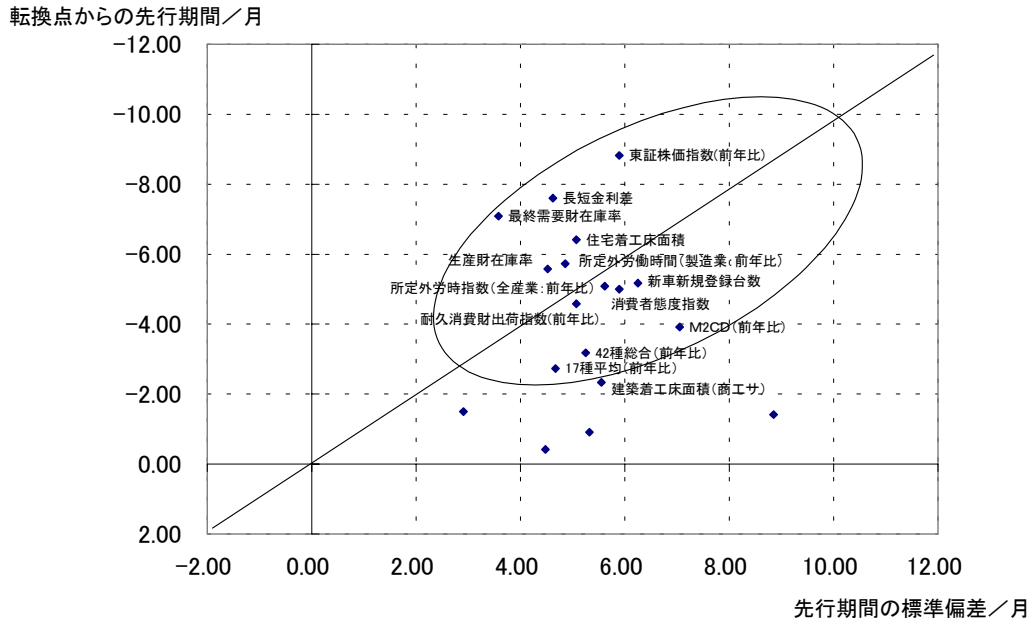
検証の対象期間は、候補となる全指標が入手可能となるのが1973年以降であるため、1975年3月を谷とする局面から、測定可能な直近の転換点である2000年10月（暫定の山）まで（山と谷がそれぞれ6局面含まれる）とする⁽⁹⁾。ただし指標を選定するうえで、過去において先行性を有していても、近年でそれが著しく損なわれているような指標は、NBIの予測パフォーマンスの向上という観点から優先度が劣ると考えられるだろう。そのような指標を用いてNBIを作成すると、過去の局面については予測力を有していても、現状の不安定化する景気循環のなかでは予測力を発揮できない可能性があるからだ。そのため、90年代以降の局面においても、それらの先行性に変化が無いことを確認するために1986年10月以降の局面（山と谷が3局面ずつ含まれる）のみを対象と

⁽⁸⁾ <http://www.conference-board.org/> 参照。

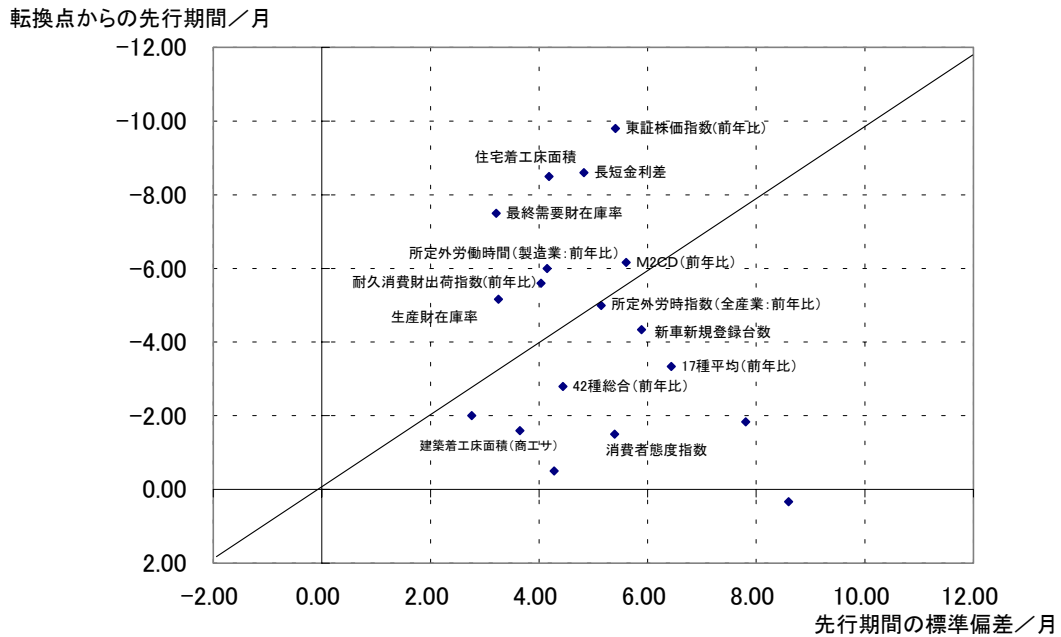
⁽⁹⁾ 2002年1月を暫定の谷とする見解は2003年6月6日に内閣府より公表されたが、本稿の作成段階では未公表であったため、本稿では2002年1月の局面は先行期間の検証等には加えていない。

した測定も併せて実施する。

図表－6(1) 改定版NBⅠ候補系列の景気転換点からの平均先行期間とその標準偏差
(1975年3月から2000年10月までの局面)



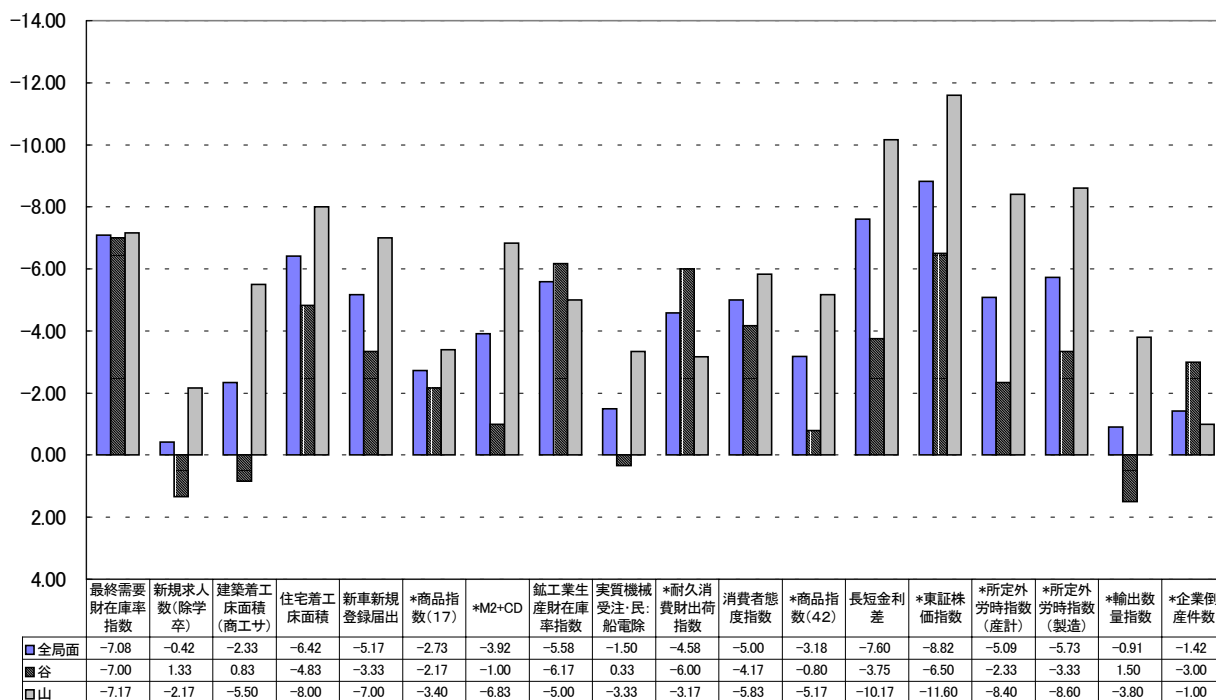
図表－6(2) 改定版NBⅠ候補系列の景気転換点からの平均先行期間とその標準偏差
(1986年11月から2000年10月までの局面)



図表－7 改定版NB I 候補系列の景気転換点からの平均先行期間

(1975年3月から2000年10月までの局面、符号がマイナスであれば先行(単位:月)を示す)

(先行期間:月)



(注) *印がついた指標は前年同月比に変換している。

図表－6 (1)は、改定版NB I 候補系列の景気転換点からの平均先行期間とその標準偏差(1975年3月から2000年10月までの局面)を図表化したものである⁽¹⁰⁾。図では左上にある指標ほど、相対的に先行パフォーマンスが高いことを表わしているため、45度線付近から左上に位置する指標群(指標名を表示してある系列)を、まずは有力な改定版NB I 採用系列の候補と考えることができるだろう。なお内閣府では一致指数に採用されている所定外労働時間指数は、先行研究において示されたように、前年比を採ることで比較的良好なパフォーマンスを示している。

図表－6 (2)は、対象期間を1986年11月以降の局面に絞り同様に図表化している。このねらいは前述のように、90年代以降の各系列における先行性の変化の有無を確認することにある。図表－6 (1)において相対的に先行性、安定性を有すると確認されたグループに属する指標のパフォーマンスには概ね変化はない。ただしそのなかでもマネーサプライは全期間において(先行期間/標準偏差)が(-3.9/7.1)であったものが、図表－6 (2)では(-6.2/5.6)と改善しているが、一方で消費者態度指数、建築着工床面積などは先行性が失われてしまうことが確認できる。

図表－7では、1975年3月から2000年10月までの局面における先行期間を、山と谷の両局面ご

⁽¹⁰⁾ ただし図表－6、7の分析に際してはピークが不明確な局面等は先行期間平均・標準偏差の算出対象から除外している。

とに図表化して見た。たとえ転換点からの先行性が高くても山、もしくは谷の一方の局面で運行しているようであれば、NB I の予測パフォーマンスの低下に繋がると考えられるだろう。図表-6 (1) で相対的に高いパフォーマンスを示した指標群の中では、建築着工床面積が谷に対して運行していることが分かる。建築着工床面積は現行NB I にも用いられている統計であるが、ここでの検証からは候補としてはふさわしくないことが示唆されよう。

3. 内閣府一致C I からの時差相関係数の計測

前節においては、山または谷という景気の転換点からの先行期間についてのみ検討したが、次は各指標が景気にどれだけ先行性を有するかを定量的に検証することとする。具体的には各指標と、景気の代理変数と考えられる内閣府景気動向指数の一致C I との時差相関係数の計測を行なう。なお時差相関の計測に際しては、トレンドを考慮して前年同月比（すでに前年同月比に変換されている系列と長短金利差に関しては前年同月差）を用いた。

推計期間の始期は内閣府一致C I が入手可能である1974年4月以降とし、終期は足元の2003年2月までとした。これにより前節においては測定ができなかった2000年10月以降の期間における先行性についても検証が可能となる。また1990年以降の期間についても計測を行ない、前節同様に90年代以降における先行性を確認するとともに、参考としてバブル崩壊以降の直近10年間（具体的には1993年10月の景気の谷以降）の景気循環における各指標の先行性の計測も試みた。

図表-8 NB I 候補系列と内閣府一致C I との時差相関係数

(ラグの符号がマイナスであれば先行(単位:月)を示す)

指標	1974:4-2003:2		1990:1-2003:2		1993:10-2003:2	
	相関係数	ラグ	相関係数	ラグ	相関係数	ラグ
最終需要財在庫率指数	-0.70	-4	-0.76	-4	-0.69	-4
新規求人数(除学卒)	0.83	0	0.84	0	0.81	0
建築着工床面積(商工サ)	0.68	-3	0.58	1	0.57	0
住宅着工床面積	0.52	-7	0.52	-8	0.60	-8
新車新規登録届出	0.38	-10	0.51	-4	0.46	-4
商品指数(17種):前年同月比	0.67	-3	0.54	-2	0.67	-2
M2+CD:前年同月比	0.54	-8	0.59	-13	0.46	-16
鉱工業生産財在庫率指数	-0.74	-4	-0.75	-3	-0.78	-3
実質機械受注(民需、船・電除)	0.74	2	0.79	0	0.78	0
耐久消費財出荷指数:前年同月比	0.50	-2	0.53	-4	0.46	-4
消費者態度指数	0.43	-8	0.63	-2	0.62	-2
商品指数(42種):前年同月比	0.71	-1	0.74	-2	0.88	-1
長短金利差	0.29	-7	0.17	-12	0.70	-8
東証株価指数:前年同月比	0.41	-11	0.45	-11	0.67	-10
所定外労時指数(産業計):前年同月比	0.69	-4	0.76	-3	0.81	-2
所定外労時指数(製造業):前年同月比	0.68	-3	0.73	-2	0.80	-2
輸出数量指数:前年同月比	0.43	0	0.58	-2	0.68	-2
企業倒産件数:前年同月比	-0.39	4	-0.49	7	-0.33	6

(注1) 前年同月比データを使用、ただし既に変化率で表わされている指標については前年同月差

(注2) 最終需要財・鉱工業生産財在庫率は1979年以降のデータ。また実質機械受注と消費者態度指数は季節調整値を使用

(注3) 在庫率、倒産件数は逆サイクル

得られた結果は図表－ 8 に示したが、概ね前節の結果と整合的である。図表－ 6 (1) において相対的に高いパフォーマンスを示した指標群の多くは、時差相関係数においても先行性を有している事が確認できる。しかし前節において、90 年代以降先行性に低迷が見られた建築着工床面積（商工サ）は、同様に 90 年以降で遅行してしまう。また消費者態度指数も遅行はしていないものの、90 年以降では先行性に低下が見られる。

なお、ここで着目すべき点は 90 年以降で輸出数量指数（前年比）の先行性が確認できることだ。2002 年初からの景気回復も外需主導の回復となっており、現在の日本経済が輸出により左右され易くなっている現状は否めないだろう。輸出数量指数は前節の分析では顕著な先行性を示していないが、改定版 N B I に輸出を加えることで、90 年代後半以降の先行パフォーマンスの向上に寄与する可能性は確認すべき点であると思われる。

本章における分析の結果からは、現行 N B I 採用系列である建築着工床面積（商工サ）や、内閣府景気先行指数の構成系列である新規求人数や実質機械受注⁽¹¹⁾等からは優位な先行性が確認できなかった。またマネーサプライ（前年比）が、景気の転換点に対する先行パフォーマンスを 90 年代以降で改善させているのに対し、消費者態度指数などは逆に悪化していることが示唆された。次章ではこれらの検証結果を踏まえ、相対的に先行パフォーマンスに優れる指標を中心に、N C I の再構築を試みる。

Ⅲ. 独自先行 C I（N C I：ニッセイ先行 C I）の作成

1. N C I 候補の構築

本章では N C I の再構築を試みる。手順としては、①第Ⅱ章で得られた各系列の先行性の情報を基に N C I の候補となる C I をいくつか作成する。②そのなかで最も先行性を有すると判断されるものを N C I に選定することにする。なお C I の作成については現行 N B I 同様に内閣府の作成方法を一部改良したもの（文末の参考を参照）を用いる。

図表－ 9 は第Ⅱ章において検証した、各系列の先行性の結果を踏まえて作成した N C I 候補系列である。各 C I の概要は以下に示した。

⁽¹¹⁾ 代表的な設備投資の先行指標とされている機械受注であるが、景気の転換点に対しては優位な先行性は検証できなかった。内閣府景気動向指数研究会議事概要においても機械受注の先行性については議論がなされている。

図表－9 NCI候補系列の一覧

現行NB I	最終需要財在庫率指数	新規求人指数(除学卒)	建築着工床面積(商工)	新設住宅着工床面積	新車新規登録届出数	商品指数(42種)	M2+CD : 前年同月比														
C I E	最終需要財在庫率指数	新規求人指数(除学卒)		新設住宅着工床面積		商品指数(42種)	M2+CD : 前年同月比	耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数	実質機械受注(民需・船・電除)	東証株価指数	消費者態度指数								
C I 1	最終需要財在庫率指数			新設住宅着工床面積	新車新規登録届出数	商品指数(17種)	M2+CD : 前年同月比	耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数		東証株価指数	消費者態度指数	輸出数量指数	所定外労時指数(製造業)						
C I 2	最終需要財在庫率指数			新設住宅着工床面積	新車新規登録届出数		M2+CD : 前年同月比	耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数		東証株価指数			所定外労時指数(製造業)						
C I 3	最終需要財在庫率指数			新設住宅着工床面積			M2+CD : 前年同月比	耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数		東証株価指数			所定外労時指数(製造業)						
C I 4	最終需要財在庫率指数			新設住宅着工床面積	新車新規登録届出数			耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数		東証株価指数			所定外労時指数(製造業)						
C I 5	最終需要財在庫率指数			新設住宅着工床面積	新車新規登録届出数		M2+CD : 前年同月比	耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数		東証株価指数									
C I 6	最終需要財在庫率指数			新設住宅着工床面積				耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数		東証株価指数									
(参考) 内閣府先行CI	最終需要財在庫率指数	新規求人指数(除学卒)		新設住宅着工床面積		商品指数(42種)	前年同月比	耐久消費財出荷指数	長短金利差	鉱工業生産財在庫率指数	実質機械受注(民需・船・電除)	東証株価指数	消費者態度指数	(投資環境) 指数	(中小企業業況判断見通し) 指数						

- ① 図表中にある現行NB Iは、現行のNB Iに用いられている組み合わせである。
- ② C I Eとは、現在の内閣府先行指数のうち、月次で公表される指標を用いて作成したC Iである。現行のNB Iに用いられているNC Iは、これと同じ概念(98年当時の経企庁先行指数の月次指標を用いている)で作成されているため、ここでも同様の概念を用いて作成されたC I Eのパフォーマンスを検証の対象とした。
- ③ C I 1は、図表－6で得られたNB I候補指標のなかでも相対的に先行性を有すると判定された候補群に、輸出数量指数を加え作成したC Iである。なお日経商品指数と所定外労時指数については、第II章の分析により相対的に先行性を有すると判断できる日経商品指数17種と製造業所定外労時指数を用いた。
- ④ C I 2は第II章の検証を踏まえて、C I 1の採用指標から、そのなかでも相対的に先行性や安定性が劣ることが示唆された消費者態度指数、日経商品指数、輸出数量指数を除外して作成した。
- ⑤ C I 3、4、5については、C I 2の採用指標のうち、同様に第II章の結果から更に相対的にパフォーマンス(先行性・安定性の観点から)が低位にあると思われる、かつ景気動向指数の改定の際に先行指標から外されているなど⁽¹²⁾、現行の景気動向先行指数に未採用の指標であるマネーサプライ、新車登録台数、製造業所定外労働時間指数を、それぞれひとつずつ除外したものである。
- ⑥ C I 6はC I 2の指標より、上記⑤の3指標をすべて除外したもので作成した。

⁽¹²⁾ 内閣府景気動向指数研究会議事概要には、マネーサプライは内生変数として働いている面があること、新車新規登録・届出数は特定の産業がボラタイルな動きをすることで全体がかく乱される、という理由によりそれぞれを景気動向先行指数の構成項目から除外するのは適当という主旨の議論が記載されている。

以下ではこれらの各先行C Iが、実際の景気に対して、どの程度先行性を有するかについて検証を行なう。そしてその結果、最もパフォーマンスに優れると判断できるC Iを、改定NC IとしてNB Iの推計に採用することとする。具体的な先行性の判定基準としては、①各系列のピークから実際の景気転換点に対する先行期間とその標準偏差、②各系列と内閣府一致C Iとの時差相関係数、③内閣府一致C Iとのグレンジャーの因果関係の検証、を用いる。

2. NC I 候補における景気の転換点からの先行期間

まずは第II章の分析同様に、作成したNC Iの候補たる複数の先行C I（図表－9参照）の先行性および安定性を、景気の転換点からの先行期間と標準偏差を測定することで検証する。対象とする期間はC Iの作成可能始期⁽¹³⁾が1978年1月であるため、1980年2月の景気の山から、直近の測定可能な転換点である2000年の10月（暫定の山）までの局面とした。

また第II章同様に、90年代における先行性の変化についても確認を行なうという観点から1986年11月以降の谷の局面以降とした期間においても計測を行なう。ただし1991年2月を山とする局面は、全てのC I候補が極端に長い先行期間を示すため、先行期間と標準偏差の算出からは除外することとしている。そのため80年2月以降の全期間においては、山と谷が4局面ずつ検証期間に含まれることになる。

図表－10 NC I 候補における景気の転換点からの平均先行期間
（1991年2月の局面は除く、符号がマイナスであれば先行（単位：月）を示す）

現行NB I	C I E	C I 1	C I 2	C I 3	C I 4	C I 5	C I 6
1980/02	-6	-8	-9	-9	-8	-8	-8
1983/02	-2	-6	-6	-6	-6	-6	-6
1985/06	-1	-14	-14	-14	-13	-14	-13
1986/11	-6	-4	-8	-8	-8	-8	-8
1991/02	(-9)	(-26)	(-36)	(-36)	(-36)	(-39)	(-39)
1993/10	-11	-11	-11	-11	-11	-11	-11
1997/05	-10	-10	-10	-7	-10	-10	-10
1999/01	4	-3	-4	-5	-4	-4	-4
2000/10	2	-2	-8	-8	-8	-8	-8
(参考)2002/1	-4	-1	-1	-2	-2	-4	-4

1980：02－2000：10までの局面における先行期間（1991：02は除く）

全局面	-3.75	-7.25	-8.75	-8.50	-8.50	-8.63	-8.75	-8.50
標準偏差	5.42	4.23	3.06	2.88	2.83	3.07	3.06	2.83
谷	-3.75	-6.00	-7.25	-7.50	-7.25	-7.25	-7.25	-7.25
標準偏差	6.34	3.56	2.99	2.65	2.99	2.99	2.99	2.99
山	-3.75	-8.50	-10.25	-9.50	-9.75	-10.00	-10.25	-9.75
標準偏差	5.32	5.00	2.63	3.11	2.36	2.83	2.63	2.36

1986：11－2000：10までの局面における先行期間（1991：02は除く）

全局面	-4.20	-6.00	-8.20	-7.80	-8.20	-8.20	-8.20	-8.20
標準偏差	6.87	4.18	2.68	2.17	2.68	2.68	2.68	2.68
谷	-4.33	-6.00	-7.67	-8.00	-7.67	-7.67	-7.67	-7.67
標準偏差	7.64	4.36	3.51	3.00	3.51	3.51	3.51	3.51
山	-4.00	-6.00	-9.00	-7.50	-9.00	-9.00	-9.00	-9.00
標準偏差	8.49	5.66	1.41	0.71	1.41	1.41	1.41	1.41

⁽¹³⁾ 図表－10に示した各C Iは、内閣府同様過去60ヵ月の移動平均を用いて作成している。C Iの作成方法については文末の参考1を参照。

図表-10からは、C I E以降の各候補は現行N B Iに比べパフォーマンスが改善していることが確認できる。しかしC I Eも現行N B Iに対しては全期間で優位な先行性を有するものの、C I 1以降の系列と比較すると相対的にパフォーマンスが劣ると言えよう。ここから、現行N B Iのように内閣府の先行指数採用系列の月次指標のみを使用してC Iを作成するよりは、相対的に先行性が優位な指標を用いて作成したC Iのほうが、本稿の目的であるN B Iのパフォーマンスの向上に適すると判断して良いだろう。C I 1以降の各系列においては、パフォーマンスに顕著な差はないと言えるものの、強いて挙げるとすればC I 1、C I 5のパフォーマンスが良好である。ここでの結果からはC I 1以降の系列が改定版N B Iの採用系列候補として絞られたと言えるだろう。

3. 内閣府一致C Iからの時差相関計数の計測

前節における分析ではC I 1以降の各系列間において、明確な先行パフォーマンスの格差は検出できなかったが、ここでは第II章2節同様に、内閣府景気動指数の一致C Iとの時差相関係数の計測を行ない、先行性を定量的に検証する。なお時差相関係数の計測に際しては、トレンドに考慮してC Iの前年同月比を用いた。計測期間についてはC Iが入手可能である1978年以降のデータを用い、足元の2003年2月までの期間とした。これにより、前章同様に図表-10においては測定できなかった足元の先行性についても検証が可能になる。なお90年代以降の先行性も確認すべく1990年以降の期間、さらにはバブル以降の直近の10年間（1993年10月の景気の谷以降）についても相関係数の計測を行なった。

推計結果は図表-11にあるが、C I 1よりC I 2以降の系列のほうが先行性に優れており、特にC I 5が期間を通じて優位な先行性を有していると判断できる。C I 6では逆にパフォーマンスに悪化が見られることが確かめられよう。

図表-11 内閣府一致C IとN C I候補の時差相関係数
(ラグの符号がマイナスであれば先行(単位:月)を示す)

指 標	1979:1-2003:2		1990:1-2003:2		1993:10-2003:2	
	相関係数	ラグ	相関係数	ラグ	相関係数	ラグ
現行N B I	0.76	-3	0.78	-4	0.74	-3
C I E	0.82	-4	0.81	-4	0.85	-3
C I 1	0.73	-5	0.78	-5	0.75	-4
C I 2	0.73	-6	0.75	-6	0.80	-5
C I 3	0.71	-6	0.74	-6	0.79	-5
C I 4	0.73	-6	0.74	-5	0.82	-5
C I 5	0.73	-7	0.78	-8	0.80	-7
C I 6	0.72	-7	0.72	-7	0.81	-6
内閣府先行C I	0.77	-4	0.78	-3	0.85	-3

(注)前年同月比に変換したデータを使用

4. グレンジャーの因果関係の検証

2節、3節における分析からは、C I 5が相対的に先行性を有することが示されたが、ここでは、各C I 系列と内閣府一致C I との間のグレンジャーの因果関係を検証することにより、統計的アプローチからも上記の結論をサポートすることとする。グレンジャーの因果関係とは、羽森（2000）によるとVARモデルをベースとしており、ある変数（Y：本稿では内閣府一致C I）の予測を行なううえで、モデルに他の変数（X：本稿ではNC I 候補系列）を含めても予測が改善しないときに、変数（X）から（Y）への因果関係がないとする、と説明されている。最近の研究事例では、経済指標の景気に対する先行性の検証にも用いられている（例えば原田（2002））。

まずはグレンジャーの因果関係の検証にあたり、単位根検定を実施した。図表-12は各NC I 候補と内閣府一致C I の単位根検定の結果である。単位根検定は松浦・McKenzie（2001）に従い、ADF 検定とPP 検定の2種類を行なったが⁽¹⁴⁾、概ね前年同期比をとることで単位根の存在は棄却されている。そこで以下では、前年同期比を用いた内閣府一致C I と各NC I 候補系列との2変数によるVARモデルを構築し、グレンジャーの因果関係を検証する。

図表-12 単位根検定

指標名		ADF検定		PP検定	
		トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり
内閣府一致C I	レベル (t値)	-3.24 **	-3.24	-2.45	-2.30
	前年比 (t値)	-5.67 ***	-5.66 ***	-3.29 **	-3.24
	ラグ次数	4	4	13	13
現行NB I	レベル (t値)	-1.78	-1.71	-2.45	-2.37
	前年比 (t値)	-2.91 **	-2.63	-3.94 ***	-3.91 **
	ラグ次数	13	13	12	12
C I E	レベル (t値)	-3.26 **	-3.28	-3.05 **	-3.03
	前年比 (t値)	-4.60 ***	-4.59 ***	-3.86 ***	-3.84 **
	ラグ次数	15	15	11	11
C I 1	レベル (t値)	-4.66 ***	-4.74 ***	-3.19 **	-3.29
	前年比 (t値)	-6.48 ***	-6.48 ***	-3.84 ***	-3.99 ***
	ラグ次数	4	4	12	12
C I 2	レベル (t値)	-3.90 ***	-3.91 **	-3.13 **	-3.11
	前年比 (t値)	-5.87 ***	-5.86 ***	-3.97 ***	-3.95 **
	ラグ次数	4	4	11	11
C I 3	レベル (t値)	-3.83 ***	-4.03 ***	-2.85	-3.08
	前年比 (t値)	-5.91 ***	-5.90 ***	-3.90 ***	-3.89 **
	ラグ次数	4	4	11	11
C I 4	レベル (t値)	-3.69 ***	-3.72 **	-3.33 **	-3.32
	前年比 (t値)	-4.08 ***	-4.07 ***	-3.96 ***	-3.95 **
	ラグ次数	14	14	11	11
C I 5	レベル (t値)	-3.57 ***	-3.56 **	-2.99 **	-3.01
	前年比 (t値)	-5.86 ***	-5.85 ***	-4.22 ***	-4.20 ***
	ラグ次数	5	5	11	11
C I 6	レベル (t値)	-2.98 **	-3.86 **	-2.60	-3.29
	前年比 (t値)	-5.12 ***	-5.69 ***	-4.19 ***	-4.18 ***
	ラグ次数	4	5	10	10

(注1) ラグ次数はA I C 検定による。

(注2) ***は1%水準、**は5%水準で単位根の存在が棄却されることを示す。

(注3) データ期間は1978:1~2003:2

⁽¹⁴⁾ ADF (augmented Dickey - Fuller) 検定およびPP (Phillips - Perron) 検定等、単位根検定の詳細は松浦・McKenzie (2001) を参照。

グレンジャーの因果関係の検証結果は図表-13に示した。ここでは「各候補系列は内閣府一致C Iに対してグレンジャーの意味で先行性がない」という帰無仮説を検証している。なお推計期間は図表-11同様に、①1979:1から2003:2、②1990:1から2003:2、③1993:10から2003:2の3期間とした。またグレンジャーの因果関係を検証する際のラグ回数については、それぞれの推計期間におけるVARモデルにおいて、情報基準量であるAIC (Akaike's information criterion)⁽¹⁵⁾が最小となるラグ回数を用いた。

図表-13 グレンジャーの因果関係の検証

内閣府一致C Iに対するグレンジャーの因果関係の検証

帰無仮説：各指標→内閣府一致C Iにグレンジャーの因果性がない。

指標名		1979:01～2003:02	1990:01～2003:02	1993:10～2003:02
現行NB I	F-statistic	1.69	1.55	1.31
	ラグ回数	15	15	5
C I E	F-statistic	2.48 ***	1.97 **	5.63 ***
	ラグ回数	15	14	3
C I 1	F-statistic	3.18 ***	3.70 ***	3.47 ***
	ラグ回数	15	13	13
C I 2	F-statistic	2.36 ***	3.38 ***	2.07 ***
	ラグ回数	15	13	5
C I 3	F-statistic	3.41 ***	3.36 ***	3.10 ***
	ラグ回数	14	13	13
C I 4	F-statistic	2.19 ***	2.63 ***	3.04 ***
	ラグ回数	15	13	13
C I 5	F-statistic	1.93 ***	3.49 ***	3.13 ***
	ラグ回数	15	13	13
C I 6	F-statistic	1.94 **	2.39 ***	2.74 ***
	ラグ回数	15	13	13

(注1) ラグ回数は2変数VARモデルを構築し、AICが最小になった回数を選択した。

(注2) ***は1%水準、**は5%水準で帰無仮説を棄却することを示す。

グレンジャーの因果関係の検証結果からは、現行NB I以外の候補系列は概ね景気(内閣府一致C I)に対して(グレンジャーの意味で)先行性を有していることが確認できる。また第2節、第3節の分析で相対的に優位なパフォーマンスを示したC I 5も有意な結果を示している。以上の第II章、第III章の分析結果を整理すると以下の結論が導きだせる。

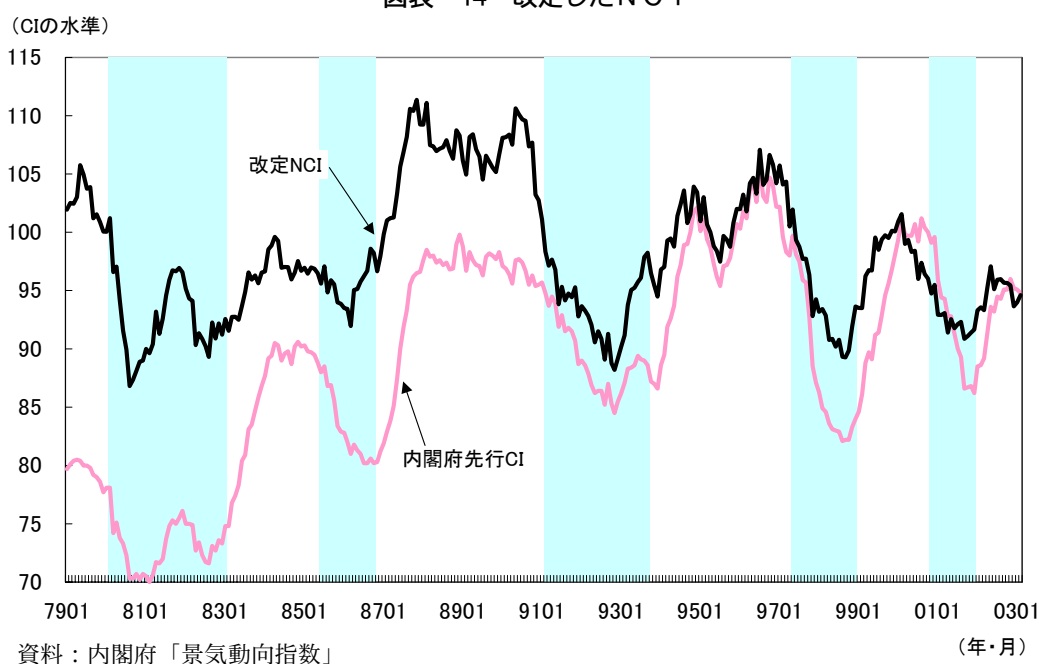
- 現行NB Iに用いている指標から作成したC I (C I名: 現行NB I)、および現行の内閣府先行指数に用いられている月次指標のみで作成したC I (C I名: C I E)は候補のなかで最優のパフォーマンスを示さない。

⁽¹⁵⁾ 本稿では、VARモデルの選択に際しての情報量基準としてAIC (Akaike's information criterion)を用いた。

- 候補のなかで最も先行性を有するC Iは、最終需要財在庫率、鉱工業生産財在庫率、耐久消費財出荷指数（前年比）、新設住宅着工床面積、新車新規登録届出数、マネーサプライ（前年比）、長短金利差、東証株価指数（前年比）の8指標を用いて作成したC I 5である。
- マネーサプライと新車登録台数は、現在の内閣府先行指数には採用されていないが、両者を加えたC Iのほうが先行パフォーマンスは良好である（C I 5とC I 6の比較）。また所定外労働時間指数よりも両者を加えたC Iのほうが先行性を有している（C I 5とC I 3、4との比較）。

以上の結果を踏まえて、改定版NBIに用いるNCIにはC I 5を用いることとする⁽¹⁶⁾。その結果として、雇用動向に先行するとされる新規求人数、消費マインドを示す消費者態度指数、設備投資に先行するとされる機械受注、景気循環に対して影響力が高まっていると考えられる輸出については、今回の改定版NBIの構成指標には選定しなかった。ただし、これらの指標の動向が景気の先行きを見る上では重要であることに変わりはなく、今後の改定版NBIを用いた景気判断の際においても、これらの指標の動向も考慮しつつ判断を行なう必要があることは言うまでもない。

図表-14 改定したNCI



⁽¹⁶⁾ 本稿では、C I 5以外のC Iを用いた場合のNBIの導出も行なうことで第III章での検証結果を確認したが、各C I候補がC I 5を上回るパフォーマンスを示すことはなかった。文末の参考2を参照。

IV. プロビットモデルによるNB Iの導出

1. ニッセイ先行CI (NC I) を用いたプロビットモデルの推計

本章では、前章までで導出したNC Iに、binaryな（景気後退期、または拡大期という2局面の選択肢による）プロビットモデルを用いて、改定版NB Iを導出することにする。推計式は以下の通りである。

$$y_t = 1 : \text{景気後退期}, y_t = 0 : \text{景気拡大期とすると}$$
$$p_t(y_t = 1) = \phi(\alpha_0 + \beta X_t), \quad p_t(y_t = 0) = 1 - \phi(\alpha_0 + \beta X_t)$$
$$p_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\alpha_0 + \beta X_t} \exp\left(-\frac{1}{2}z^2\right) dz \quad \dots \dots \dots (1)$$

上記の推計式において ϕ は標準正規累積分布関数を表し、添字 t は時点を示す。 p は景気が拡大局面であるか後退局面であるかを表す質的変数であり、拡大期の場合には0を、後退期であれば1をとるダミー変数である。さらに X は第3章において作成した改定版NC Iであり、景気に対して先行性を有する先行指数の増減のテンポ、量感を示す。なおNC Iはトレンドを考慮し前年同月比に変換している。 B は X に係るパラメータ、 a_0 は定数項を示している。

以上の推計式を用いて、改定されたNC IからNB I（景気拡張確率）を導出することになるが、その推計の際に考慮すべき点として、被説明変数であるphase（景気局面） p に、現行NB I同様に内閣府より公表される実際の景気の山、谷を用いることの是非が挙げられる。質的選択モデルを用いた景気転換点の分析にあたり、被説明変数に実際（内閣府が公表した）の景気拡張期・後退期を用いる場合は、説明変数には一致CIに代表される景気循環に一致する指標が用いられるのが自然であると考えられる。しかしNC Iは景気に先行する先行指数であるため、これを説明変数としてプロビットモデルを計測する際にも、景気循環に一致するphaseを被説明変数に採用するのは検討の余地があろう。そこで今回の改定に際しては、NC Iが有する先行性に鑑みて、実際の景気転換点より数ヶ月先行させたphaseを被説明変数として用いた推計も試み、仮に先行させたphaseのほうがモデルの適合度が高いのであればそちらを採用することにする。

phaseの先行期間を、どの程度に設定するかについては恣意性を完全に排除することは困難であると思われるが、phaseを1期（1月）ずつずらした（先行させた）被説明変数を用いて各々推計を行ない、最もプロビットモデルの適合度が高くなった推計式に用いられているphaseを採用することにする。ただし山、谷、または各景気循環において先行期間が一定であるとは限らないため、転換点ごとにそれぞれ数ヶ月程度phaseを移動させた場合の推計も試みる必要もあるだろう。モデルの適合度の判定としては、松浦・McKenzie（2001）においてモデルの適合度を示すとされている

McFadden の R-Squared、および「正しく予測された割合」⁽¹⁷⁾の両者を用いる。

2. 推計期間

推計期間はNC Iの作成可能期間にもより、1979年1月から1999年1月までの期間とした。現行NB Iは1976年1月から1993年10月の景気の谷までを推計期間としていたが、今回の改定においては推計期間の終期を景気循環日付が確定している1999年1月の景気の谷まで延長した。なお推計期間を本稿の作成時点で判明していた直近の景気転換点である2000年10月までとしなかったのは、推計期間に含まれる山と谷の数が異なるためである⁽¹⁸⁾。1999年の1月までを推計期間とした結果、第9循環から12循環までの計4回ずつの山と谷を含む景気拡大・後退局面が推計期間に含まれることになる。また93年10月までを推計期間としていた現行NB Iと比較しても、バブル崩壊以降90年代における景気循環を推計に織り込む事が可能となるため、予測パフォーマンスの向上が期待できよう。

3. プロビットモデルの推計結果

推計はE-Views (Ver4.1)を用いて行ない、推計結果、およびモデルの適合度は図表-15に示した。全ての推計においてNC Iに係るパラメータ B の符号条件は整合的であり、 t 値⁽¹⁹⁾は1%水準で有意となっている。推計結果は概ね良好であると判断できる。

EQ 1は現行NB I同様の推計であり、内閣府の景気の山、谷を基準とした phase を用いている。またEQ 2からEQ 6については phase をEQ 1から1月ずつ先行させたものである。推計結果からはEQ 2からEQ 6の推計については、定数項、説明変数とも有意な結果を得ているが、モデルの適合度を示すMcFadden の R-Squared、および「正しく予測された割合」はEQ 1より良好な結果を示している。さらにその中でも、phase を3ヵ月先行させたEQ 4が最も高い数値を示しているため、ここから推計の際の phase は現行NB I同様に実際の景気循環に一致させるよりも、それから3ヵ月ほど先行させたものを使用するほうが妥当であると判断できるだろう。

続けてEQ 7からEQ 12については、3ヵ月の先行期間を中心に山と谷の先行期間を変えた phase を用いて推計を行なった。係数は全ての推計において有意であるが、モデルの適合度を示すMcFadden の R-Squared は山から3ヵ月、谷から2ヵ月先行させた phase において最も数値が高くなり、「正しく予測された割合」については山から3ヵ月、谷から4ヵ月先行させた phase が最

⁽¹⁷⁾ McFadden の R-squared とは、制約の無いモデルから得られる対数尤度と、定数項のみからなるモデルから得られる対数尤度の比を1から差し引いたもの。「正しく予測された割合」とは第IV章1節の推計式において実際の y と、推計により算出された y' が一致する割合である。詳細は松浦・McKenzie (2001)。

⁽¹⁸⁾ なお本稿では2000年10月まで推計期間を延ばした推計も確認しているが(図表-18)、推計期間を延長しても、結果として、導出されたNB Iのパフォーマンスに大きな差はみられなかった。

⁽¹⁹⁾ 推計に用いたE-Viewsではプロビットモデルの場合、 t 値は z -statistic と表示される。

も高い数値を示した。そこで、さらに景気の山からの先行期間は3ヵ月に固定し、谷からの先行期間を景気循環毎に調整した推計をいくつかおこなった結果、山からは3ヵ月先行、谷からは平均して3.25ヵ月先行させた phase を用いた推計EQ13が、McFaddenのR-Squaredも「正しく予測された割合」も最も高くなった。

以上の結果から、上記のとおりNB Iの導出に際しては、最も高い適合度を示すモデルを用いることが適当であると考えられるため、今回の改定ではEQ13の推計結果を用いることとする。

図表-15 phaseを変更したプロビットモデルの推計結果

(推計期間 1979:1-1999:1)

	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6	EQ7	EQ8	EQ9	EQ10	EQ11	EQ12	EQ13
PHASE (上段は景気の山、下段は谷への先行期間(月))	0	1	2	3	4	5	2	3	2	4	3	4	3
	0	1	2	3	4	5	3	2	4	2	4	3	3.25
定数項(下段はt値)	13.81	15.01	15.91	15.98	15.09	14.40	15.68	16.26	15.07	16.12	15.30	15.80	18.73
	(7.99)	(8.29)	(8.43)	(8.46)	(8.30)	(8.14)	(8.41)	(8.49)	(8.31)	(8.43)	(8.36)	(8.40)	(8.91)
NC I (下段はt値)	-14.01	-15.21	-16.11	-16.19	-15.30	-14.62	-15.95	-16.40	-15.40	-16.21	-15.58	-15.95	-18.96
	(-8.11)	(-8.41)	(-8.55)	(-8.85)	(-8.41)	(-8.25)	(-8.54)	(-8.58)	(-8.46)	(-8.51)	(-8.49)	(-8.50)	(-9.03)
Log-likelihood	-121.69	-116.41	-112.87	-112.53	-116.28	-119.29	-112.29	-112.70	-113.11	-114.41	-113.79	-114.65	-100.58
MF R ²	0.263	0.294	0.316	0.318	0.295	0.277	0.315	0.321	0.304	0.313	0.306	0.309	0.390
正しく予測された割合(%)	75.93	78.84	80.50	81.33	80.08	79.25	81.33	81.33	80.74	78.42	82.16	80.91	87.14

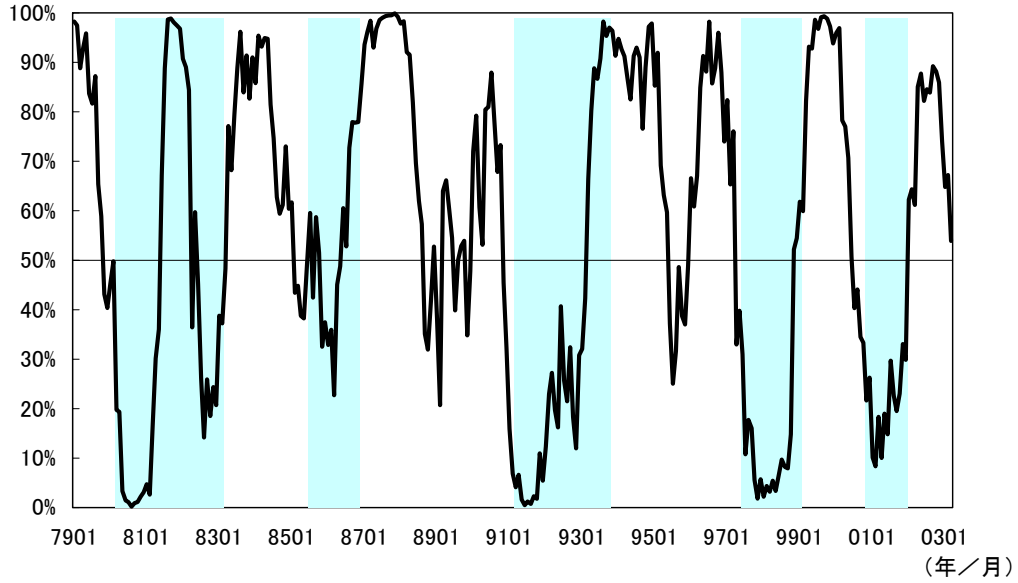
V. 改定版NB Iのパフォーマンス

1. 改定版NB Iのパフォーマンス

前章までの検証結果を踏まえて、図表-15のEQ13のphaseを用いた推計式(1)に、第III章で作成したNC Iを投入することで、改定版NB Iを導出した。改定されたNB Iのパフォーマンスは図表-16、17に示しているが、景気の転換点から概ね3ヵ月ほどの先行期間を有しており、現行NB Iと比較してパフォーマンスは大きく改善している。なお今回の改定にあたり、NB Iの表示内容を変更している(現行NB Iは-50%から+50%のレンジで作成していたが、改定後は指数の表示を景気拡張確率に改め、指数は0%から100%のレンジをとる)。これにより内閣府の景気動向DIと同様に、指数が50%を上回れば景気の拡張局面、下回れば後退局面を示し、50%ラインを横切った時点が数ヵ月後の景気転換点を示唆することになる。

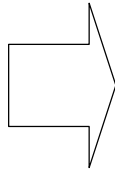
図表-16 改定版NBIのパフォーマンス

(景気拡張確率)



(改定後の構成指標)

現行NBI構成指標
最終需要財在庫率指数
新規求人数 (除学卒)
建築着工床面積 (商工サ)
新設住宅着工床面積
新車新規登録届出
商品指数 (17種) : 前年同月比
M2 + CD : 前年同月比



改定版NBI構成指標	現行NBI系列	内閣府先行指数
最終需要財在庫率指数	●	●
鉱工業生産財在庫率指数		●
(削除)		
(削除)		
新設住宅着工床面積	●	●
新車新規登録届出	●	
耐久消費財出荷指数 : 前年同月比		●
(削除)		
M2 + CD : 前年同月比	●	
長短金利差		●
東証株価指数 : 前年同月比		●

(注) ●印は現行NBIもしくは内閣府先行指数に採用されている系列

図表-17(1) 新旧NBIのパフォーマンス比較(1)

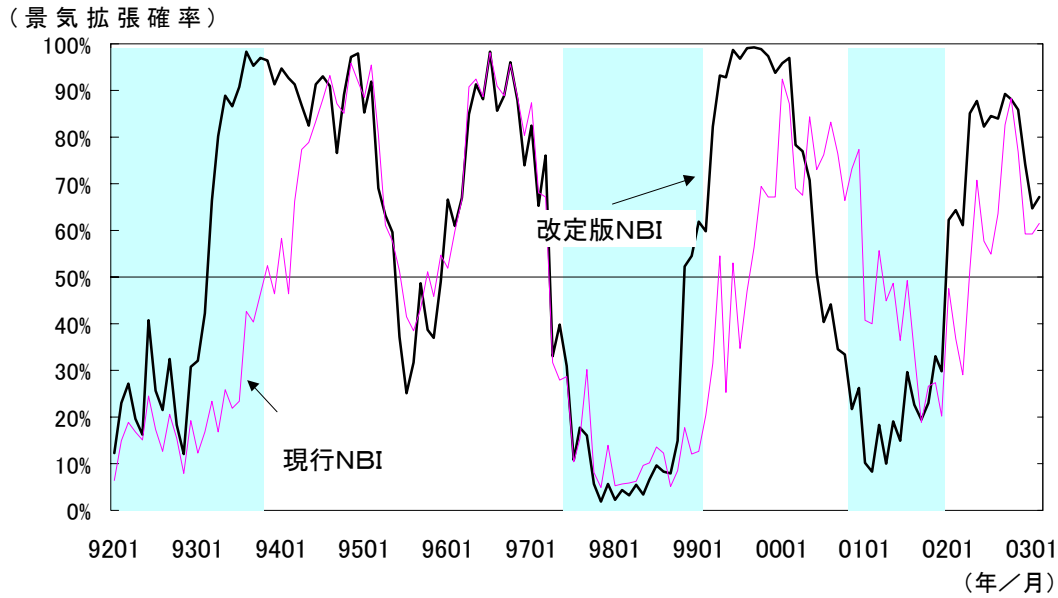
過去の転換点におけるNBIの先行期間 (月)

	現行NBI		改定版NBI
1980/02	1		-3
1983/02	5		2
1985/06	6		-4
1986/11	3		-5
1991/02	-3		-3
1993/10	1		-7
	(以下予測値)		
1997/05	-1		-1
1999/01	3		-2
			(以下予測値)
2000/10	3		-3
2002/1	3		0

(注1) 符号のマイナスは先行を示す

(注2) 推計期間は現行NBIは1976:1から1993:10、改定版NBIは1979:1から1999:1

図表-17(2) 新旧NBIのパフォーマンス比較(2)



さらに図表-18ではプロビットモデルの推計期間を変更し、予測パフォーマンスの確認を行なったが、推計期間を変更してもパフォーマンスに大きな変化は見られない。そのため予測の頑健性という問題もクリアされていると判断できよう。

図表-18 推計期間の変更による予測パフォーマンスの確認
(符号がマイナスであれば景気の転換点からの先行(単位:月)を示す)

	改定NBI	外挿test-1	外挿test-2	外挿test-3	外挿test-4	外挿test-5	参考推計
推計期間	1979:1-1999:1	1979:1-1997:5	1979:1-1993:10	1979:1-1991:2	1983:2-1999:1	1985:6-1999:1	1979:1-2000:10
1980/02	-3	-3	-4	-3	1	1	-3
1983/02	2	2	2	2	1	0	2
1985/06	-4	-4	-4	-4	-2	-2	-4
1986/11	-5	-5	-3	-5	-8	-8	-5
1991/02	-3	-3	-3	-3	-2	-2	-3
1993/10	-7	-7	-7	-7	-9	-8	-7
1997/05	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1999/01	-2	-2	-1	-2	-2	-3	-2
(以下予測値)							
2000/10	-3	-3	-4	-2	-3	-3	-3
2002/1	0	0	0	0	0	0	0

1980:02-1999:01までの局面における先行期間

全局面平均	-2.88	-2.88	-2.63	-2.88	-2.75	-2.88	-2.88
標準偏差	2.70	2.70	2.67	2.70	3.77	3.40	2.70
谷平均	-3.00	-3.00	-2.25	-3.00	-4.50	-4.75	-3.00
標準偏差	3.92	3.92	3.77	3.92	4.80	3.95	3.92
山平均	-2.60	-2.60	-2.60	-2.60	-1.20	-1.40	-2.60
標準偏差	1.03	1.03	1.47	1.05	1.38	1.51	1.03

1980:02-2002:01までの局面における予測期間も含む先行期間

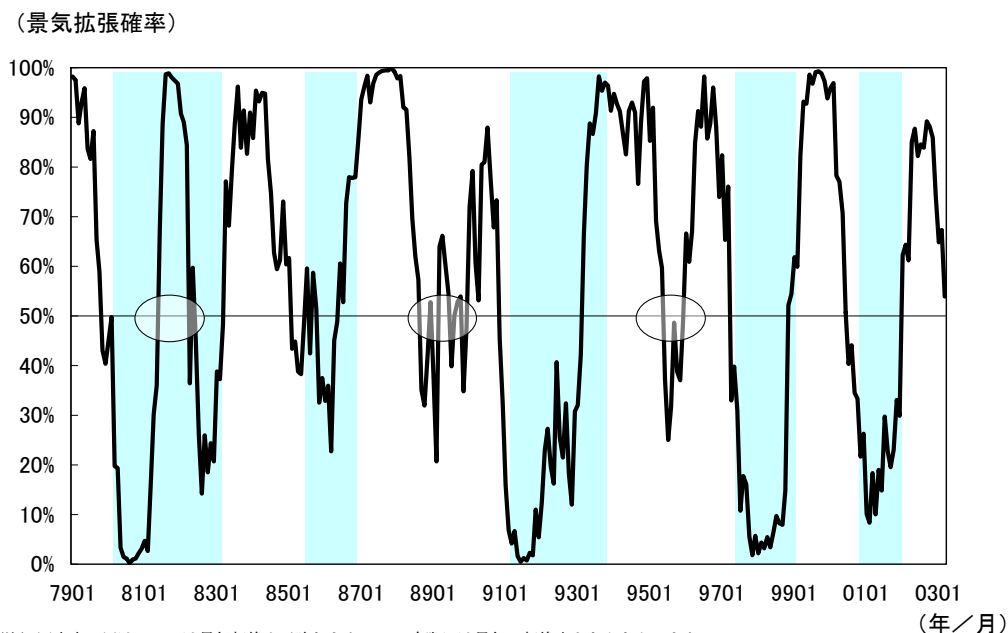
全局面平均	-2.60	-2.60	-2.50	-2.50	-2.50	-2.60	-2.60
標準偏差	2.55	2.55	2.55	2.55	3.44	3.13	2.55
谷平均	-2.40	-2.40	-1.80	-2.40	-3.60	-3.80	-2.40
標準偏差	3.65	3.65	3.42	3.65	4.62	4.02	3.65
山平均	-2.67	-2.67	-2.83	-2.50	-1.50	-1.67	-2.67
標準偏差	1.03	1.03	1.47	1.05	1.38	1.51	1.03

2. まとめと残された課題

本稿では、より迅速な景気局面判断、および転換点の予測に資するという観点から現行NBIの改定を行なった。主な改定点は客観的な評価に基づいた構成指標の見直し、プロビットモデルの推計期間と phase（景気局面）の変更であり、その結果、導出された改定版NBIは、現行NBIのパフォーマンスを上回り、景気の転換点から平均的に3ヵ月ほどの先行性を有するものとなった。なお改定版においても、現行NBIが有していた①景気拡張確率の導出による客観的な基準の下での景気判断が可能、②実際の景気動向に対して先行性を有しており景気局面・転換点の事前予測に活用できる、③操作・更新が簡易、という固有の特色は維持されており、当改定版NBIは景気判断・予測の実用に十分に耐えられるものであると言えよう。

ただし景気循環のサイクルが不安定化する現状において、今後も予測パフォーマンスを維持し、かつ向上を図るためには、景気循環ごとに定期的な構成指標や推計期間の見直しを実施する必要があるだろう。また本稿では指標選定や phase の変更に際しては、極力客観的な基準の下での判定を試みたものの、恣意性が完全に排除されているかについては当然議論の余地がある。さらに推計にプロビットモデルを用いることについても、推計の際にCIのトレンドを除去する手法や、小巻(2001a)で指摘されているように経済活動が弱い時などに誤った景気転換シグナルを出すことがある(図表-19参照)等の問題点は残されている。他の推計手法の可能性等を含めた、これらの残された課題については、今後、引き続き検討していくこととしたい。

図表-19 NBIの誤ったシグナル



参考文献

- [1]小巻泰之, (1998), 「景気転換点予測の方法—「ニッセイ景気動向判断指数 (NB I)」の開発・提供—」
『ニッセイ基礎研究所所報』VOL. 6 ニッセイ基礎研究所
- [2] , (2001a), 「景気の転換点予測モデルの有効性」
『フィナンシャルレビュー』第57号 財務省財務総合政策研究所
- [3] , (2001b), 『経済のことが面白いほどわかる本 統計データの読み方編』中経出版
- [4] , (2002), 『入門経済統計』日本評論社
- [5]嶋中雄二, (2002), 「「栄光の940番」、一致・遅行比率讃歌—円高・ドル安基調は続く—」
『嶋中雄二の月例景気報告』2002年6月号 UFJ 総合研究所
- [6]原田信行, (2002), 「景気指標としての株価」『JCER DISCUSSION PAPER』N076
日本経済研究センター
- [7]羽森茂之, (2000), 『計量経済学』中央経済社
- [8]美添泰人 他, (2003), 「景気指標の新しい動向」『経済分析』第166号内閣府経済社会総合研究所
- [9]本多祐三 松岡幹裕, (2001), 「景気指標へのいくつかの統計学的接近」
『フィナンシャルレビュー』第57号 財務省財務総合政策研究所
- [10]松浦克己 Colin McKenzie, (2001), 『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社
- [11]松岡幹裕, (2002), 「景気回復は続く—強まる循環的上昇圧力—」『Japan Economic Research』
Deutsche Bank
- [12]和合肇 伴金美, (2000), 『TSPによる経済データの分析』東京大学出版会

参考資料

内閣府, 『景気動向指数の改訂および景気基準日付について』

<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/011221hiduke/main.html>

, 『景気動向指数研究会議事概要』

<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/011221hiduke/kenkyuukai.html>

, 『景気動向指数の利用の手引き』

<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di3.html#CIriyou>

(参考1) NC Iの作成方法について

本稿において作成したNC IおよびCIは以下の手法による。基本的には内閣府で公表されている手法を若干改良したものである⁽²⁰⁾。

<NC Iの作成方法>

- ① 個別指標の毎月の値について、対称変化率を算出する。

$$\chi_i(t) = 200 \times \frac{(d_i(t) - d_i(t-1))}{(d_i(t) + d_i(t-1))}$$

※ $d_i(t)$ は第*i*指標の*t*時点での値

なお、構成指標が0または負の値をとる場合、比率になっている場合には差をとる。

$$\chi_i(t) = d_i(t) - d_i(t-1)$$

- ② 個別指標の対称変化率の過去5年間の平均 $\mu_i(t)$ 、標準偏差 $\sigma_i(t)$ 、偏差基準化変化率 $z_i(t)$ を算出する。

$$\mu_i(t) = \frac{\sum_{n=t-59}^t \chi_i(n)}{60}$$

$$\sigma_i(t) = \sqrt{\frac{\sum_{n=t-59}^t (\chi_i(n) - \mu_i(t))^2}{60}}$$

$$z_i(t) = \frac{(\chi_i(t) - \mu_i(t))}{(\sigma_i(t))}$$

- ③ 各指標を構成する個別指標の $\mu_i(t)$ 、 $\sigma_i(t)$ 、 $z_i(t)$ を平均し、各指数の合成平均変化率

$$\overline{\mu(t)} = \frac{\sum_{i=1}^k \mu_i(t)}{K}, \quad \text{合成変化率標準偏差} \overline{\sigma(t)} = \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_i(t)}{K}, \quad \text{合成偏差基準化変化率} \overline{z(t)} = \frac{\sum_{i=1}^k z_i(t)}{K} \text{を}$$

⁽²⁰⁾ 内閣府におけるCI作成方法については内閣府『景気動向指数の利用の手引き』を参照。ここでの既述も当資料に即している。

<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di3.html#CIriyou>

求める。これらを合成し、各指数の合成変化率 $V(t)$ を求める。なお内閣府景気動向指数の先行指数においては、合成平均変化率 $\overline{\mu(t)}$ は景気動向指数一致指数の合成平均変化率を用いていることが本稿の作成方法と異なる点である。 K は構成指標数を示す。

$$V(t) = \overline{\mu(t)} + \overline{\sigma(t)} \times \overline{Z(t)}$$

④合成変化率 $V(t)$ を累積して基準年次を100とする指数を作成する。本稿では基準年次を1978年1月としている。

$$I(t) = I(t-1) \times \frac{(200 + V(t))}{(200 - V(t))}$$

$$NCI(t) = I(t) / I^* \times 100$$

$$I^* = 1978:1 \text{のC I}$$

(参考2) 未採用となったNCI候補を用いたNBIの検証

本稿の第Ⅲ章においては、いくつかのNCIの候補となるCIを作成し、それらの先行性を検証した結果CI5がNCIに採用された。以下では参考として、未採用となったCI候補を用いてNBIを導出し、それらのパフォーマンスの確認を行なった。推計期間は1979:1から1999:1としたが、ここでは被説明変数となる景気局面(phase)は、改定版NBIも含めた全ての推計式において実際の景気局面を用いている。

結果は下記の参考図表に示しており、予測期間を含めても改定版NBI(CI5)を上回るパフォーマンスを示すCIは存在しないことが確認された。

参考図表 各NCI候補系列を用いて導出したNBI

(PHASEは全推計において実際の景気に一致させたものを使用、符号がマイナスであれば先行(単位:月)を示す)

	改定版NBI	CI E	CI 1	CI 2	CI 3	CI 4	CI 6
推計期間	1979:1-1999:1	1979:1-1999:1	1979:1-1999:1	1979:1-1999:1	1979:1-1999:1	1979:1-1999:1	1979:1-1999:1
1980/02	-3	1	-3	1	1	1	1
1983/02	2	0	1	2	2	0	-1
1985/06	-3	-1	-3	-3	-4	-6	-3
1986/11	-5	2	0	-3	-3	-3	-5
1991/02	-3	-3	-2	-2	-2	-2	-3
1993/10	-7	-6	-6	-8	-8	-8	-7
1997/05	-1	-2	-1	1	1	1	1
1999/01	-1	1	0	0	-1	0	-1
(以下予測値)							
2000/10	-3	3	2	-1	-1	1	-1
2002/1	0	3	1	1	2	3	0

1980:02-1999:01までの局面における先行期間

全局面平均	-2.63	-1.00	-1.75	-1.50	-1.75	-2.13	-2.25
標準偏差	2.72	2.62	2.25	3.25	3.28	3.36	2.82
谷平均	-2.75	-0.75	-1.25	-2.25	-2.50	-2.75	-3.50
標準偏差	4.03	3.59	3.20	4.35	4.20	3.77	3.00
山平均	-2.20	-0.80	-1.80	-0.60	-1.00	-1.20	-1.00
標準偏差	1.03	2.23	1.94	1.63	1.90	2.79	1.79

1980:02-2002:01までの局面における予測期間も含む先行期間

全局面平均	-2.40	-0.20	-1.10	-1.20	-1.30	-1.30	-1.90
標準偏差	2.55	2.86	2.42	2.97	3.13	3.47	2.60
谷平均	-2.20	0.00	-0.80	-1.60	-1.60	-1.60	-2.80
標準偏差	3.70	3.54	2.95	4.04	4.16	4.16	3.03
山平均	-2.33	-0.17	-1.17	-0.67	-1.00	-0.83	-1.00
標準偏差	1.03	2.23	1.94	1.63	1.90	2.79	1.79