



労働政策研究報告書 No. 47

2006

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

職業安定業務統計季節調整値の改善について

— 稼働日調整を中心として —

労働政策研究・研修機構

職業安定業務統計季節調整値の改善について

— 稼働日調整を中心として —

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

The Japan Institute for Labour Policy and Training

まえがき

求人倍率をはじめ、景気動向や雇用失業情勢を把握するための多くの統計指標は、季節的に変動する要素が混じっており、そのままの形ではなかなか本来の傾向を読み取ることができません。こうしたことから季節調整値が使われるのですが、これはいわば加工指標ですから、使い方を間違えると情勢判断を誤ることに繋がります。

季節調整の特徴や限界を踏まえて統計を利用することが必要なのですが、そのために、統計作成機関には、季節調整の方法を利用者に開示することが求められます。また、方法自体の改善に取り組んで行くことも、統計作成機関に当然求められます。

この研究は、厚生労働省からの要請により、求人倍率に代表される各種の職業安定業務統計（ハローワークの利用状況などに関する統計）について、季節調整方法の改善策を検討したものです。結果として、求人倍率等から土曜日、日曜日や祝日などの影響を取り除くことができ、より分かりやすい季節調整値を作ることができることが分かりました。

この研究が、労働統計の作成に携わる方々にとって統計の改善のご参考になり、また、統計を利用する方々にとって季節調整の特性の一端に触れ情勢判断のご参考になることがあれば、望外の喜びです。

2006年1月

独立行政法人労働政策研究・研修機構
理事長 小野 旭

執筆担当者

氏 名

所属（2005年4月1日現在）

もとかわ
本川

あきら
明

独立行政法人労働政策研究・研修機構情報解析部長

目 次

序章 経緯と要約	1
第1章 季節調整の現状	4
1 季節調整とは	4
(1) 季節調整の意義	4
(2) 主要な季節調整法	5
(3) 移動平均法の概略	7
(4) 移動平均法の限界	11
2 職業安定業務統計の現行季節調整値	12
(1) 季節調整値の公表方法	12
(2) 12 か月周期の変動	14
(3) 稼働日の影響	15
3 RegARIMA モデル	16
(1) RegARIMA モデルを使った季節調整	16
(2) RegARIMA モデルの意義と留意点	18
第2章 全国データのオプション設定	20
1 作業の概要	20
2 モデルの設定	21
(1) 基本方針	21
(2) 説明変数の候補	23
(3) ARIMA パラメータの候補	24
(4) 閏年補正方法の候補	25
(5) 回帰期間の種類	26
(6) 適合基準の検討結果	27
(7) モデルの選定	28
3 回帰期間等の設定	34
(1) 回帰期間の長さ	34
(2) 予測期間の長さ	36
4 結果	38
(1) 選択されたオプション	38
(2) 現行公表値との比較	39
第3章 都道府県データのオプション設定	52
1 基本方針	52
2 ARIMA モデルの設定	53

3	計算不能の回避	54
4	現行公表値との比較	55
第4章	新オプションの運用	58
1	長期過去データへの対応	58
	(1) 長期過去データにおける新オプションの問題	58
	(2) 6年以前固定方式	59
2	オプションの継続的チェック	63
	(1) 制度変更への注意	63
	(2) モデル適合状況の監視等	64
補論		65
1	曜日別の求人求職動向	65
	(1) 曜日別変動の単純モデル	65
	(2) 新規求職者の特徴	66
	(3) 新規求人の特徴	67
2	DECOMPによる季節調整結果	68
	(1) 季節調整値の外観	68
	(2) 遡及修正幅	71
参考資料1	「季節調整法の適用について(指針)」(平成9年6月20日統計審議会了承) について	75
参考資料2	季節調整法の適用状況(府省等別)	78
参考資料3	祝日と休日の変遷	86
参考資料4	ARIMAモデル及びスペクトル分析	87
	1 ARIMAモデル	87
	2 スペクトル分析	89
参考資料5	外挿予測誤差を使った判断指標	92
参考資料6	適合基準のテスト結果	94
参考資料7	遡及修正幅の比較	110
参考資料8	滑らかさの比較	118
参考資料9	新オプションの詳細	122
	1 スペックファイル	122
	2 X-11機能におけるオプションの変更点	124
文献		126

序章 経緯と要約

(政府統計等の動向)

経済の動向や雇用失業情勢をみるための多くの統計指標、例えば四半期別 GDP、鉱工業生産指数、完全失業率、有効求人倍率などは、季節的な変動を伴っている。このままの形では傾向を読み取りにくいいため、多くの場合、原数値（生の数値）とともに季節調整値（季節的な変動を取り除いた数値）が公表されている。例えば上に掲げた指標では、情勢判断に原数値が使われることは希であり、ほとんどの場合、季節調整値が頼りとなっている。

季節調整値は、このように政策判断に直結しかねない重要な指標でありながら、その作り方に唯一絶対の正しい方法があるわけでない。統計を作成する官庁等には、それぞれの統計に使われた季節調整手法を利用者に開示する責任と同時に、その手法をより適切なものに改善していく努力が求められる。

政府全体として、手法の統一は特段図られていない。現在、よりどころとされているのは、「季節調整法について（指針）」（1997年6月20日統計審議会了承）である。この指針は、特定の手法を推奨することはせず、次のことなどを統計作成機関に求めている（参考資料1）。

- ① 一般的な評価を受けている手法を継続的に使用すること
- ② 推計に使用するデータ期間やオプションの選定には、客観性の保たれる基準を使用すること
- ③ 使用する手法の名称、データ期間、オプションの内容およびそれらの選定基準を利用者に開示すること

実際には、日本の官庁等が公表する季節調整値のほとんどは、アメリカのセンサス局が中心となって開発した X-12-ARIMA または X-11 という手法によっている^(注1)。ただ、同じ X-12-ARIMA でも、オプションによって結果が大きく異なる。上の指針でオプションに言及しているのは、そのためである。

(今、なぜ求人倍率か)

本研究は、有効求人倍率に代表される「職業安定業務統計」（ハローワークの利用状況などに関する統計）について、季節調整法の改善を検討したものである。これは、厚生労働省からの要請による研究である。

現在、職業安定業務統計は、X-11 という手法により季節調整されている^(注2)。この季節調整値については、かねてより「稼働日」要因の変動が大きいことが指摘されてきた。すなわ

(注1) 1979年9月の統計審議会経済指標部会報告で X-11 が推奨された。これが日本における X-11 の普及に影響したと思われる。

(注2) 厳密には、X-12-ARIMA に含まれる「X-11 機能」により季節調整されている。

ち、暦の巡り合わせにより土曜日、日曜日や祝日が他の年より多い月には、求職者数と求人数が少なくなる傾向がある。また、この傾向は求人数より求職者数で強く現れるため、土日等が多い月には求人倍率が跳ね上がる傾向となる。しかも、理由は定かでないものの、この傾向は、この数年、とくに強くなってきている。このため、最近とくに、暦の情報を抜きにして求人倍率等の短期的な動向を把握することが難しい状況になってきた。これは、当然、統計利用者に不便をかけることであり、また、場合によっては情勢判断を誤らせることにもなりかねない。

この研究は、こうした状況を改善するため、職業安定業務統計の季節調整値から稼働日要因を除去することを主要目標としたものである。具体的には、新規求職申込件数、新規求人数、有効求職者数、有効求人数、就職件数の 5 系列^(注3)、及び、加工系列である新規求人倍率と有効求人倍率の 2 系列^(注4)を合わせた合計 7 系列を本研究の対象とした。それぞれの系列について、全国計と都道府県別の両方を検討対象とした。いずれも、学卒を除きパートを含む系列である。

次のメンバーによる研究会で議論が行われた。

求人倍率等季節調整研究会メンバー(50音順、所属は2005年4月1日現在)

くにとも なおと
国友 直人

東京大学大学院経済学研究科教授

もとかわ あきら
本川 明

独立行政法人労働政策研究・研修機構情報解析部長

(事務局)

あいだ やすひろ
相田 泰宏

独立行政法人労働政策研究・研修機構情報解析部情報解析課

あきやま けいいち
秋山 恵一

独立行政法人労働政策研究・研修機構情報解析部情報解析課長

(オブザーバー)

かくい しんいち
角井 伸一

厚生労働省職業安定局雇用政策課中央雇用計画官

(要約：稼働日要因は顕著に改善)

X-12-ARIMA の様々なオプションを組み合わせてシミュレーションを行った結果、職業安定業務統計について

- i) RegARIMA モデルと呼ばれる一種の回帰分析によって曜日構成や祝日などの影響を除去すること、
- ii) 回帰分析に用いるデータの期間の長さは、できるだけ短く 10 年とすること、

(注3) 新規求職申込件数及び新規求人数は、当該月に新たに登録された求職者及び求人の人数。有効求職者数及び有効求人数は、当該月の月末に有効な求職者及び求人の人数。求職と求人は、就職や登録取消がなければ、原則として登録された月の翌々月の月末まで有効である。

(注4) 新規求人倍率と有効求人倍率の季節調整値は、それぞれ「新規求人数季節調整値／新規求職申込件数季節調整値」及び「有効求人数季節調整値／有効求職者数季節調整値」で算定される。新規、有効のそれぞれについて、求人倍率の原数値に直接季節調整プログラムを適用する考え方もあるが、本研究では検討の対象外とした。

が推奨されるという結論に至った。

この方式を採用することにより、職業安定業務統計の季節調整値について

- ① 稼働日要因による変動が顕著に縮小すること、
- ② 新規データの追加による季節調整値の遡及修正幅も縮小すること、

が確認された。ただ、

- ③ 長期の過去については数値が乱れること、
- も確認された。

この③に対応するため、新規データの追加による遡及修正は直近 5 年間にとどめ、6 年以上遡る期間については修正を行わない、という公表方式（6 年以前固定方式）が考えられる。

（先行の検討手法との関係）

本研究をとりまとめるに当たり、内閣府、総務省、財務省、経済産業省など各府省のオプション選定手順を参考にした。AIC を重視することや、季節調整値の安定性をチェックすることなど、基本的な手法は、これら先行の検討手法を踏襲している。

ただ、いくつかの点で新しい試みも行った。主なものを列挙すると、次のとおりである。

- ① 職業安定業務統計が、とくに稼働日数に強く影響される系列であることから、稼働日要因の除去に最大の関心を払った。このため、この研究のために新しい説明変数（JpDays）を構築するとともに、結果の検討に当たってスペクトル分析も重視した。
- ② 新規データの追加により回帰期間の始期や終期が変化してもモデルが安定的にフィットすることを重視した。このため、何種類もの回帰期間でモデルの当てはまり状況をテストした。
- ③ AIC によるモデルの優劣判断が難しいケースでは、外挿予測誤差を重視した。
- ④ 都道府県別データ等大量の系列で計算が行われることを考慮し、本研究が実用化された場合、計算不能のケースが発生しないことに留意した。このため、いわゆる「ミックスモデル（mixed model）」を使わないようにするとともに、最尤法の収束計算に要する反復回数を計測した。
- ⑤ 「6 年以前固定方式」という新しい公表方式を提案した。

第1章 季節調整の現状

1 季節調整とは

(1) 季節調整の意義

(傾向を見やすくする)

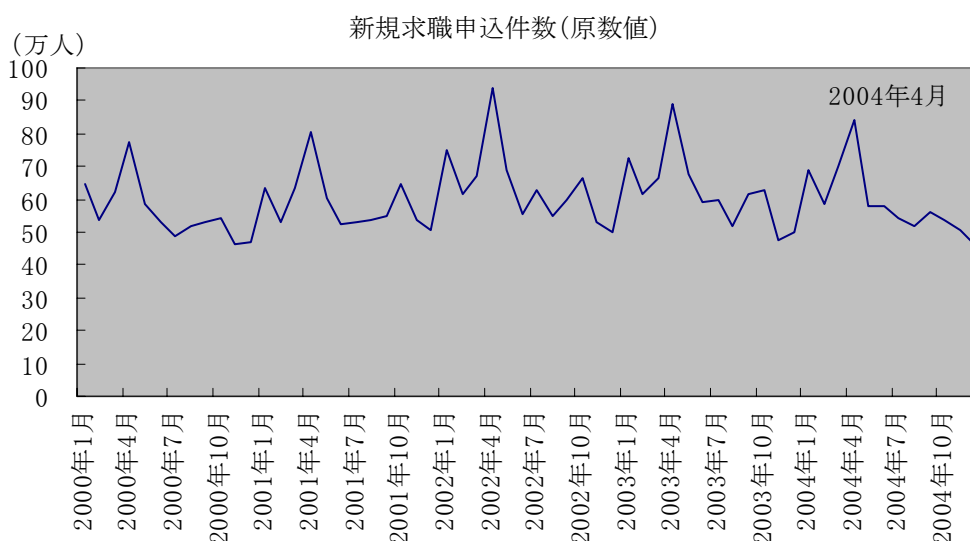
季節調整とは、時系列データから季節的な要因による変動を取り除くことである。

例えば、図表 1-1-1 は、新規求職申込件数であるが、4月に件数が増大するなど明瞭な季節パターンがみられる。2004年4月の件数が3月より増えているが、これは例年のことであるから、このことをもって2004年4月に新規求職が増加傾向に転じたとは判断したら間違いになる。季節調整は、このような例年のパターンを取り除いて、真の傾向を見やすくするために行うものである。

(「前年同月比」より迅速な判断が可能)

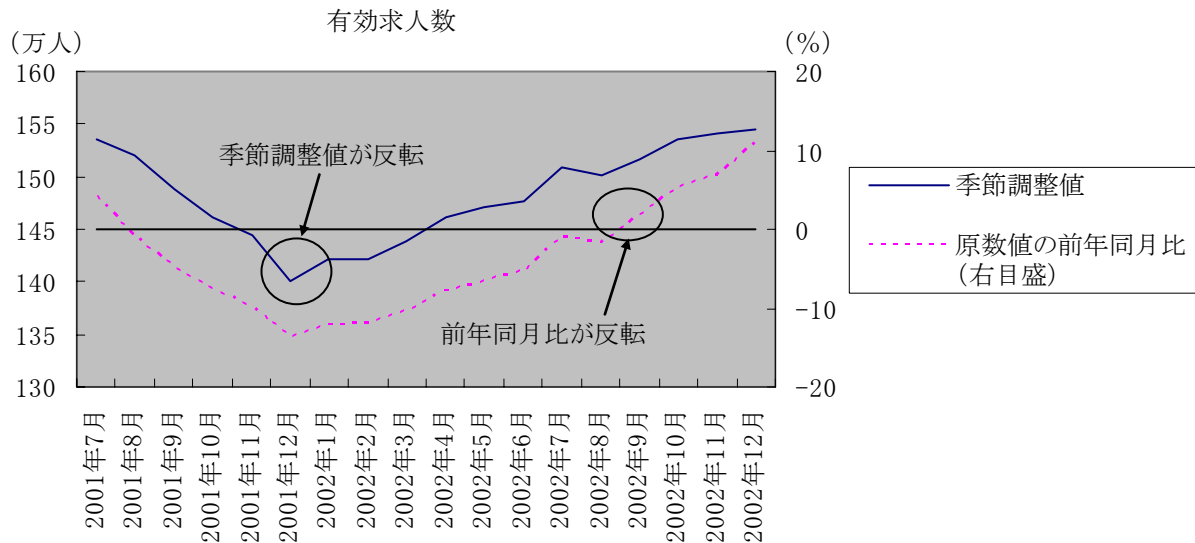
なお、例年のパターンを取り除く目的で、「前年同月比」が使われることもある。ただ、前年同月比は、傾向が認識されるのが実際より遅れるという欠点がある。例えば、有効求人数の動きをみると、季節調整値では2001年12月をボトムに上昇に転じている(図表 1-1-2)。一方、前年同月比がプラスに転ずるのは、9か月後の2002年9月である。このように、迅速な情勢判断を可能にするという意味で、季節調整値は前年同月比より優れている。

図表 1-1-1 原数値は傾向が読みにくい



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」

図表 1-1-2 前年同月比では判断が遅れる



資料出所 厚生労働省「職業安定業務統計」

(注) この例では、前年同月比のマイナス幅が最大となる時期が、たまたま季節調整値が反転する時期と一致している。これは、反転の時期の1年を超える以前から有効求人数の減少が直線的だったためである。「前年同月比マイナス幅最大」の時期が反転の時期といつも一致するわけではない。

(2) 主要な季節調整法

これまで、多くの季節調整法が考案されてきた。現在、主要なものとして、X-12-ARIMA、TRAMO-SEATS、DECOMP を挙げることができる (図表 1-1-3)。

図表 1-1-3 主要な季節調整法

	X-12-ARIMA、X-11	TRAMO-SEATS	DECOMP
主要開発者	アメリカセンサス局	V.Gómez and A.Maravall	日本統計数理研究所
普及状況	アメリカ、日本、ヨーロッパ	ヨーロッパ	
手法	移動平均 RegARIMA モデル	モデルによる最適化	モデルによる最適化
入手方法	センサス局のウェブサイトから無料ダウンロード	スペイン銀行のウェブサイトから無料ダウンロード	統計数理研究所のウェブサイトから直接実行。ダウンロードも可能 (いずれも無料)

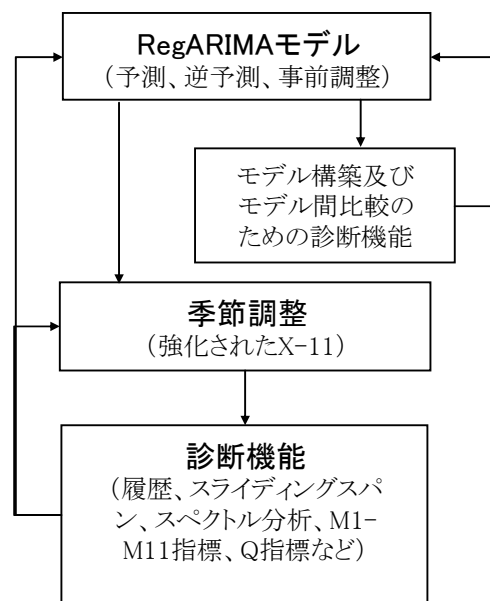
(X-12-ARIMA、X-11)

日本の政府等の統計で使われている季節調整法のほとんどは、X-12-ARIMA あるいはその前身の X-11 と呼ばれる手法である。これは、移動平均を主体とした手法であって、厳密な理論モデルに基づくというより、むしろ、長い経験のなかで、改善の積み重ねにより形作

られてきたものである。アメリカの商務省センサス局が中心となって^(注5) 開発が進められてきたものであり、アメリカや日本で広く利用されている。

X-11 は、X-12-ARIMA 以前に開発された季節調整法であるが、X-12-ARIMA においても X-11 とほとんど同じでやや強化^(注6) された機能が使われている。この意味で、現在では、X-11 は X-12-ARIMA の一部分とみなして差し支えない。ラフな言い方をすれば、X-12-ARIMA は、「X-11+RegARIMA モデル」と言うことができる。RegARIMA モデルについては、後で説明する。

図表 1-1-4 X-12-ARIMA の概念図



- (注) 1) この図は、Findley, Monsell, Bell, Otto, and Chen[9] 所収の図を日本語訳したもの。
 2) 予測とは、データの終了期付近の移動平均を改良するための予測。逆予測とは、データの開始期付近の移動平均を改良するための過去に遡る推計。
 3) 事前調整とは、稼働日調整、レベルシフトなどの調整のこと。
 4) 履歴とは、新規データの追加にともなう季節調整値の遡及修正の履歴。
 5) スライディングスパンとは、データの開始期と終了期を 1 年ずつずらしていったとき、季節調整値がどの程度安定しているかをみる手法。
 6) M1 指標、M2 指標、…、M11 指標は、季節調整値の滑らかさ等を基に作成された、季節調整値の品質を表す指標。Q 指標は、これら 11 個の指標を統合したもの。X-11 の時代に開発された。

(注5) ただし、X-11 に ARIMA モデルを応用した季節調整法を最初に実用化したのはカナダ統計局で、1983 年に X-11-ARIMA という名称で公表した。

(注6) 本来の X-11 と「X-12-ARIMA に含まれる X-11 機能」とは、微小な違いがあるものの、ほとんど同じとみなして差し支えない。両者の主な違いは、次の通り (Findley, Monsell, Bell, Otto, and Chen[9], U.S. Census Bureau[13])。

項目	X-11	X-12-ARIMA の X-11 機能
最終季節要素(S)算出の移動平均項数	固定 (デフォルトは 3×5 項)	プログラムが自動的に決定。ユーザ指定により固定することも可能
最終趨勢循環要素(C)算出のヘンダーソン移動平均項数	9 項、13 項、23 項のいずれかからプログラムが自動選択。ユーザ指定も可能。	3 項以上 101 項以下の任意の奇数が指定可能。デフォルトは 9 項、13 項、23 項のいずれかからプログラムが自動選択。
データの開始期付近及び終了期付近の移動平均		ヘンダーソン移動平均及び 3×9 項移動平均で計算方法を改善

(TRAMO-SEATS ^(注7))

TRAMO-SEATS は、シグナル抽出法 (Signal Extraction) と呼ばれる手法を基礎にした季節調整法である。観測値をシグナルとノイズから成るとみなして、このうちシグナルを最も効率良く取り出そうとするものである。シグナルが季節調整値に相当し、ノイズが季節変動に相当する。ヨーロッパでは X-12-ARIMA とともに TRAMO-SEATS も使われている。

(DECOMP)

DECOMP は、観測値がトレンド成分、定常変動成分 (AR 成分)、季節成分、曜日効果項、偶然変動成分の 5 つの成分から成り、各成分がある種の確率差分方程式を満たすと仮定して、実行される季節調整法である。トレンド成分と定常変動成分は似ているが、トレンド成分が長期的な趨勢の変化を示すのに対して、定常変動成分は、大局的には無視できる局所的な変動成分である (北川[6]、[7])。

日本の政府等統計でこれを採用しているところはまだない。ただ、本研究の過程で職業安定業務統計に試験的に DECOMP を適用してみたところ、稼働日要因の除去の点で現行の公表季節調整値より優れた性能を発揮することが確認された。また、X-12-ARIMA に比べてオプションの設定が簡単で手軽に利用できるのも、魅力である。

(本研究は X-12-ARIMA を対象)

本研究では、時間的制約もあり、日本で最も普及している X-12-ARIMA を検討対象とする。TRAMO-SEATS や DECOMP については、今後の研究課題としたい。

(3) 移動平均法の概略

(乗法モード)

X-11、及び、X-12-ARIMA の X-11 機能では、移動平均を主体とした季節調整が行われている。計算の方法には乗法モード、加法モードなどいくつかのタイプがあるが、以下、簡単のために乗法モードを想定して説明する ^(注8)。また、月次データを想定する。

乗法モード (multiplicative mode) では、原数値(O)が趨勢循環要素(C)、季節要素(S)、不規則要素(I)の 3 つの成分の積であると想定する。そして、趨勢循環要素(C)×不規則要素(I)が季節調整値とされる (図表 1-1-5)。ここで、趨勢循環要素は、景気循環、経済発展、人口増減などにともなう傾向的な変動を表す。また、不規則要素は、新製品の販売、天候不順、ストライキや、その他偶然の変動全般を表す。

(注7) TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) - SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series)。この項の記述は、東[14]を参考にした。同文献には、日本の統計に X-12-ARIMA と TRAMO-SEATS を適用し比較した結果も示されている。

(注8) X-12-ARIMA では、乗法モードの他に加法モード(additive mode: $O = C + S + I$)や擬加法モード(pseudo-additive mode: $O = C \times (S + I - 1)$)といった方法が提供されている。職業安定業務統計を含めて、日本の労働統計のほとんどは、乗法モードで季節調整されている。

図表 1-1-5 乗法モードの考え方

$O = C \times S \times I$

O: 原数値 (Original series)

C: 趨勢循環要素 (Trend-Cycle)

S: 季節要素 (Seasonal)

I: 不規則要素 (Irregular)

季節調整値とは、 $C \times I$ のこと

(移動平均法の雛形)

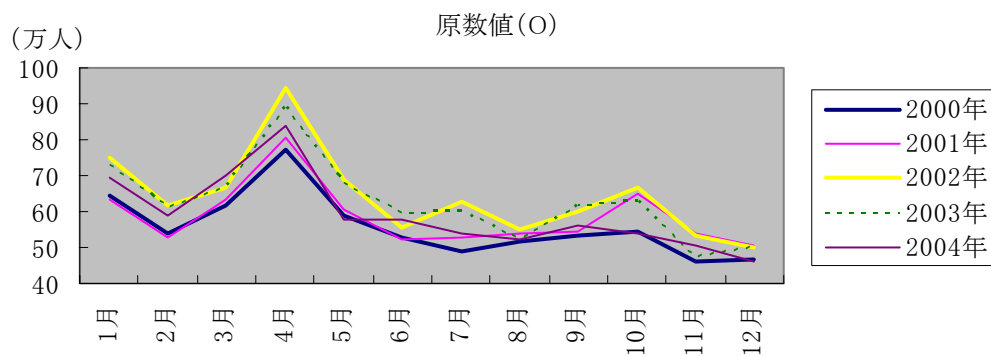
移動平均法の手順は、比較的単純で、次のような雛形で示すことができる。

手順 1

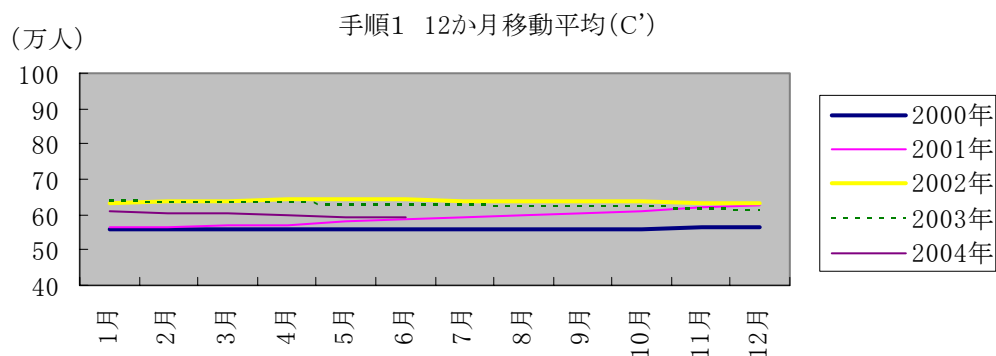
原数値(O)の中心化 12 か月移動平均を行う。すなわち、当該月の「6 か月前から 5 か月先までの平均」と「5 か月前から 6 か月先までの平均」の平均をとる。

S と I が除去されて C が残る。実際には数か月単位の短期の循環要素も消去されてしまうので「C もどき」というべき。これを C' とする。

図表 1-1-6



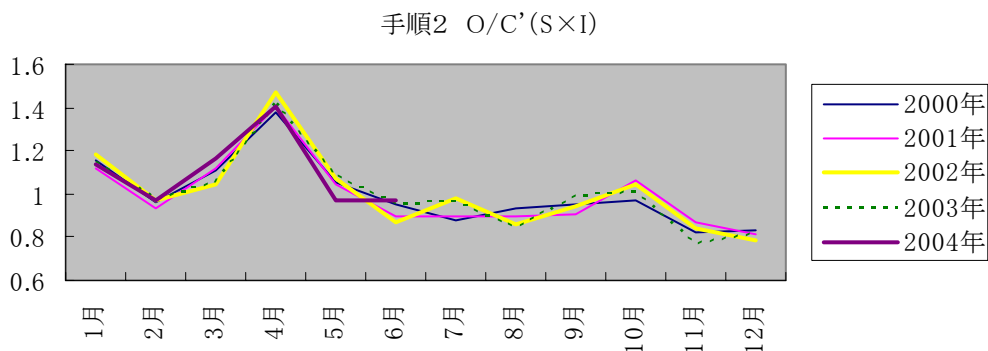
図表 1-1-7



手順 2

O/C' を計算。 $S \times I$ が残る。

図表 1-1-8

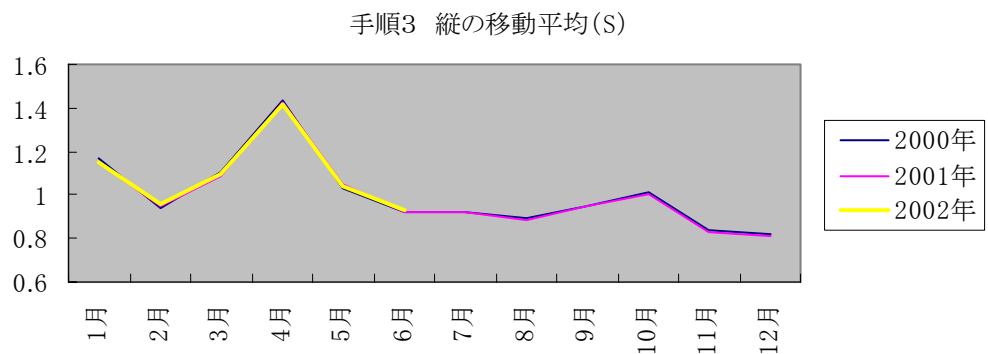


手順 3

縦の移動平均。すなわち、特定の月に対して年を串刺しにする移動平均を実行（2000年6月、2001年6月、2002年6月、2003年6月、2004年6月の平均を2002年6月の値とするなど）。

S が残る。

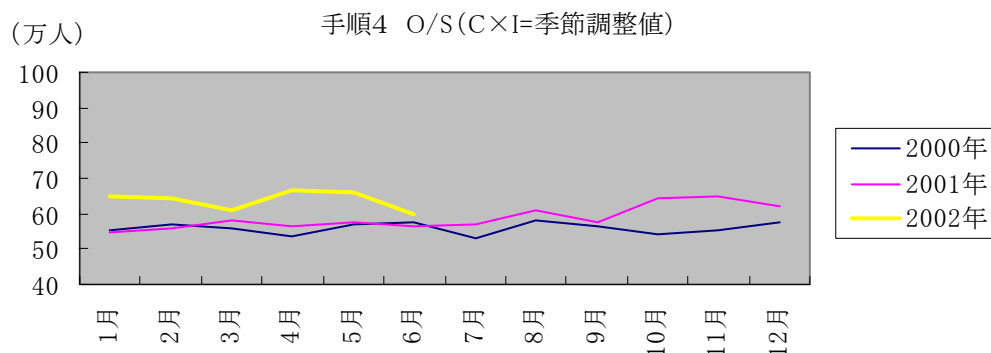
図表 1-1-9



手順4

O/S を計算。季節調整値 $C \times I$ が得られる。

図表 1-1-10



(X-11 での計算方法)

X-11 (及び X-12-ARIMA の X-11 機能) でも、上の雛形と同様の計算を行う。ただし、次のような精緻化が図られている (Shiskin, Young, Musgrave[1])。

① 繰り返し

X-11 では、手順 1 から手順 4 までの作業を少し変形して 6 回繰り返す。まず、手順 1 を次のように変形する。すなわち、上記で得られた季節調整値に対して「ヘンダーソン移動平均^(注9)」と呼ばれる作業を施す。これを手順 1' とする。そして、手順 1~手順 4 をまとめて P と記し、手順 1 の代わりに手順 1' を置いたものを P' と記す。この PP' を 3 セット繰り返す。

3 セット繰り返すのは、異常な不規則変動 (I) の悪影響を抑制するためである。後述のように手順 1 (又は手順 1') から手順 4 までに付随して、X-11 では、異常値に 1 未満のウェイトを乗じて影響を減らす作業も行っている。第 1 セットでこのウェイトの暫定値を算定し、第 2 セットでこのウェイトを確定し、この確定されたウェイトでもって第 3 セットで最終的な季節調整値を算定する。

② 異常値の抑制

上の繰り返しの 1 セット目と 2 セット目について、手順 2 と手順 3 から得られた $S \times I$ と S を使って、 $(S \times I) / S$ により暫定的に不規則要素 (I) を算定する。そしてこれが異常な値になっ

(注9) ヘンダーソン移動平均とは、一定期間内のデータの動きが 3 次曲線に近くなるようにウェイト付けられた移動平均のこと。具体的には、移動平均後のデータが、① 3 階階差の分散が小さい、② とくに元のデータが 3 次曲線だったら元のデータに一致する、という 2 つの条件を満足するようにウェイトが設定される。「一定期間」は、9 か月、13 か月、23 か月などに設定されることが多い。

ているときは、これを抑制する。すなわち、各年について、その年を中心とする 5 年間（60 か月）の I の暫定値の標準偏差 σ を算定する。そして、その年の 12 個の I（暫定値）それぞれについて、次のようにウェイト w を設定する^(注10)。

$$w = 0 \quad (|I - 1| > 2.5\sigma \text{ のとき})$$

$$1 \quad (|I - 1| < 1.5\sigma \text{ のとき})$$

$$2.5 - |I - 1| / \sigma \quad (1.5\sigma \leq |I - 1| \leq 2.5\sigma \text{ のとき})$$

最後に、I を $1 + w(I - 1)$ に修正するとともに、修正前後の I の比率により原数値(O)を修正する。この修正されたデータを使ってこの後の移動平均等の作業が続けられる。ただし、最終的には、この修正は元に復元されて出力される。

③ S と I のレベル調整

S と I は、年間平均が 1 に近いことが望まれる。これに対応するため、まず S と I を暫定的に計算し、その暫定値をそれぞれの中心化 12 か月移動平均値で除算することにより補正を行う。こうすることによって補正後の S と I は年間平均が近似的に 1 になるので、これを確定値とする。

(4) 移動平均法の限界

(稼働日要因が除去されない)

上記のように、移動平均法は、「12 か月中心化移動平均」を主体に組み立てられた手法である。したがって、これは、12 か月周期の変動を除去するには効果がある。

しかし、統計の利用者が除去して欲しいと望む「例年のパターン」には、12 か月周期でないものも存在する。曜日構成の影響、祝日等の影響(国民の祝日^(注11)、年末年始の休日など)、閏年の影響などである。これらは、狭義の季節変動と言えないかも知れないが、除去されることで統計指標の傾向が読み取りやすくなる。この点で 12 か月周期の変動と性格が似ている。以下、これらの要因を一括して「稼働日要因」と呼ぶことにする。

(X-11 の稼働日要因除去機能はあまり使われない)

実は、X-11 にも稼働日要因を除去する機能が備わっている。しかし、使いにくいこと、性能があまり良くないこと、といった理由があり、職業安定業務統計をはじめ厚生労働省の

(注10) 1.5 や 2.5 の係数は、変更することもできる。

(注11) 国民の祝日にもいくつか種類がある。①憲法記念日など日にちが指定される祝日は、土日との重なりが年によって異なるため、12 か月周期にならない。②成人の日など「月の第 2 月曜日」などと指定される祝日は、土日との重なりが毎年同じなので 12 か月周期と考えてよい。③春分の日と秋分の日は、日にちと曜日の両方が定まらないため、12 か月周期にならない。したがって、移動平均法では、②の影響は除去されるが、①と③の影響は除去されない。

労働統計ではこの機能は使われていない^(注12)。

図表 1-1-11 移動平均法の限界

除去したい要素
① 12 か月周期の変動
② 曜日構成の影響
③ 祝日等の影響
④ 閏年の影響
移動平均法では、稼働日要因(②、③、④)が残ったまま

2 職業安定業務統計の現行季節調整値

この項では、職業安定業務統計の現行の公表季節調整値がどのような状況になっているかを概観する。煩雑になるのを防ぐため、新規求職申込件数を例にして記述する。以下に示すように、12 か月周期の変動は除去されているものの、稼働日要因による変動が残ったままである。他の新規求人数、有効求職者数、有効求人数、就職件数についても、程度の差はあるが、似たような状況である。

(1) 季節調整値の公表方法

(予測季節要素の使用、毎年遡及修正)

職業安定業務統計は原則として1963年1月からのデータが利用可能である。毎年1月分の結果を公表するとき、前年12月から過去すべてに遡ったデータを使って季節調整をやり直す。季節調整は、X-11 (X-12-ARIMA の X-11 機能) による。この計算により、前年以前の季節調整値とともに当年1年分の予測季節要素が得られる^(注13)。

当年の1月から12月までについては、その月の原数値を予測季節要素で割り算して季節調整値を算定する。そして、翌年1月分の公表時に、再び過去すべてのデータを使ってX-11

(注12) X-11 の稼働日要因除去機能 (X11regression と呼ばれる) は、不規則要素(I)を被説明変数とし、稼働日要因を説明変数とする回帰分析を最小2乗法により実行する。このため、①説明変数からあらかじめ趨勢循環的な変動や季節的な変動を取り除いておく必要があり、使うのが面倒である。また、このようなケースでは残差に自己相関が現れることが多いので、②推計上のバイアスを引き起こす可能性がある、という問題がある。後述の RegARIMA モデルでは、これらの改善が図られている。

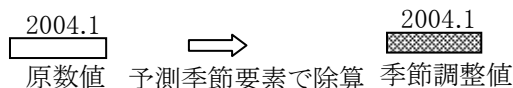
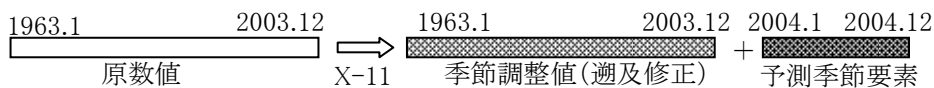
なお、U.S. Census Bureau[13]に、次のような記述がある：“... use of x11regression should normally be reserved for series for which the user is unable to find a regARIMA model with good fit over the data of interest” (X11regression は、regARIMA モデルが対象期間でどうしても当てはまりが悪いときのためにとってあるので、通常は使用を留保すべきである。)

(注13) 最新年を n として、 i 月の予測季節要素 S_{n+i} は、 $S_{n+i} = S_{ni} + 0.5(S_{ni} - S_{n-1 i})$ により算定される。ただし、RegARIMA モデルで予測を行うようにオプションが設定されているときは、その予測値を使って算定される。

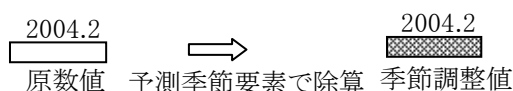
により季節調整を行い季節調整値を遡及修正するとともに、翌1年分の予測季節要素を得る。
 以上を繰り返すのが、職業安定業務統計における現行の公表方法である。

図表 1-2-1 季節調整値の公表方法（職業安定業務統計）

2004年1月分公表時

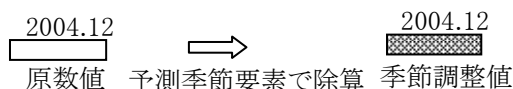


2004年2月分公表時

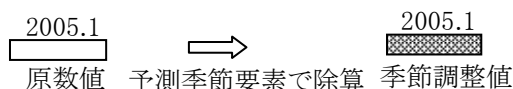


⋮
 ⋮

2004年12月分公表時



2005年1月分公表時



(同時調整について)

上のような予測季節要素を使う公表方式は、日本の政府等統計で広く採用されている。また、これとは別に、予測季節要素を使わずに、公表ごとに季節調整プログラムを動かして再計算する公表方式がある。これは、同時調整（Concurrent Adjustment）と呼ばれている。一般に、予測季節要素を使う方式よりも同時調整の方が遡及修正の修正幅が小さくなることが知られている^(注14)。ただ、同時調整方式では、数値が毎月修正される煩わしさもある。日本では、内閣府が公表する四半期別 GDP 速報が、すでに同時調整による公表方式に移行している。

(注14) Findley, Monsell, Bell, Otto, and Chen[9]に次のような記述がある。"Projected factor adjustments are much less used now ... having been displaced by concurrent adjustments, because the latter generally have smaller revisions,"(予測要素を使った季節調整は、今日、使われることが大幅に少なくなっており、同時調整にとって代わられている。後者の方が一般的に修正幅が小さいからである。)

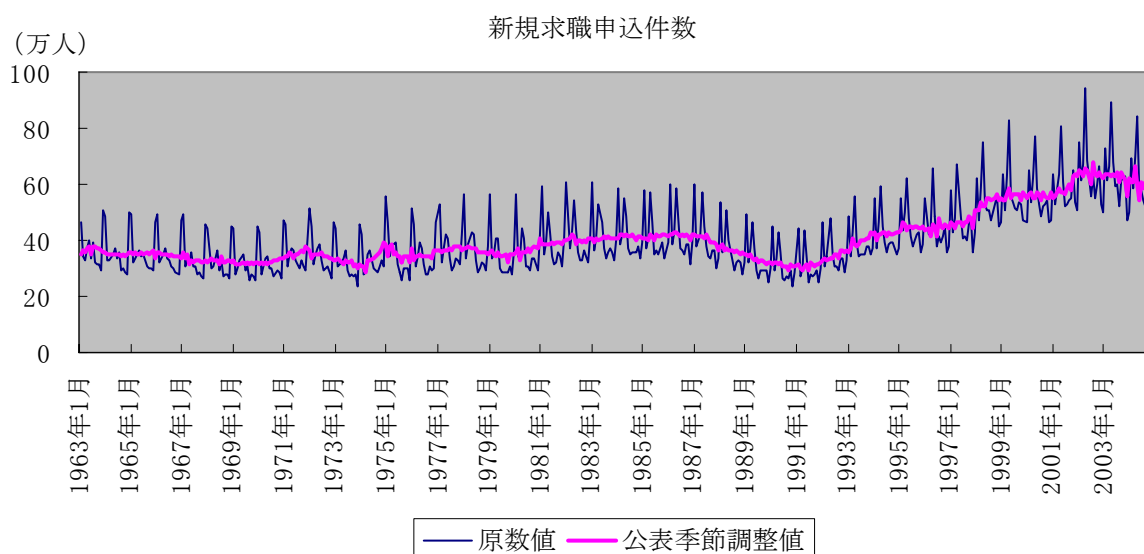
(2) 12か月周期の変動

(12か月周期の変動は除去)

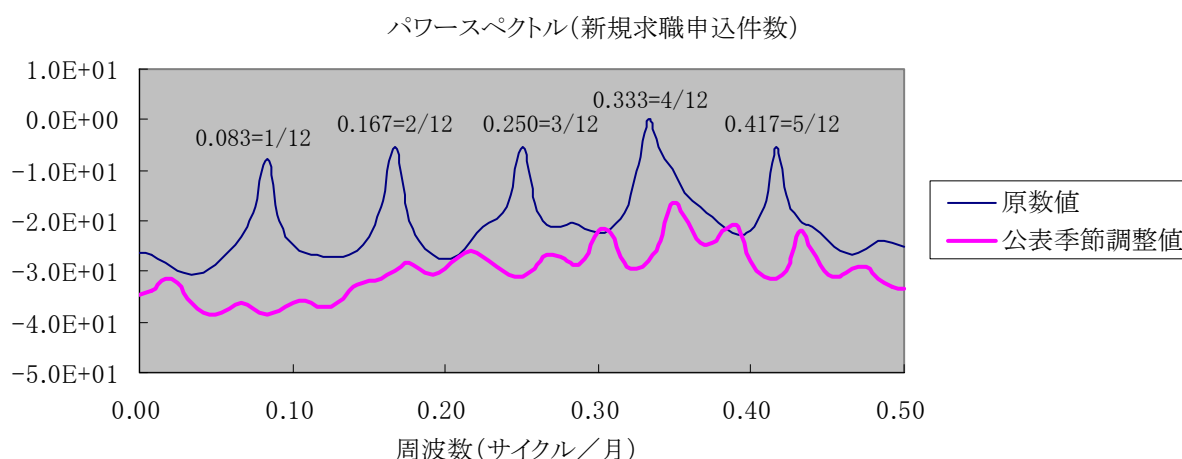
図表 1-2-2 は新規求職申込件数の原数値と公表季節調整値を対比させたものである。公表季節調整値では 12 か月周期の変動が消えているのが見た目にも明らかである。

このことは、スペクトル分析からも分かる。一般に、12 か月周期の関数では $1/12$ の倍数のスペクトルにピークが現れる^(注15)。図表 1-2-3 に示されるように、原数値にみられたこのようなピークが公表季節調整値では消滅している。

図表 1-2-2 12 か月周期の変動が消えている



図表 1-2-3 12 か月周期のスペクトルのピークが消えている



(注) 1) それぞれの系列の対数の前期差についてパワースペクトルを計算し、さらにその対数をとった。計測期間は 1997 年 1 月から 2004 年 12 月。

2) 一般に 12 か月周期の変動を含む系列では、 $1/12$ の倍数の周波数でスペクトルのピークが現れる。

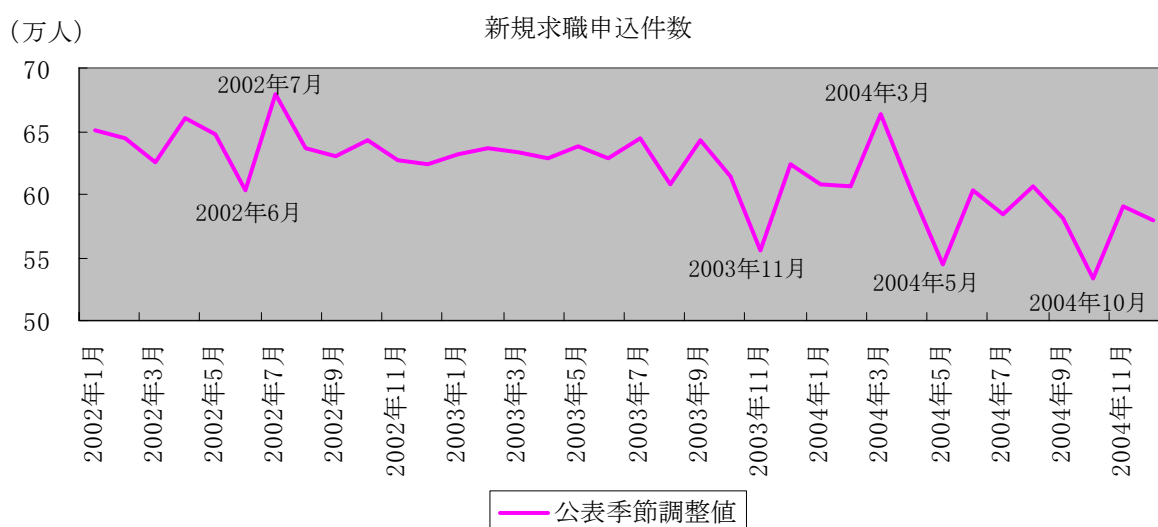
(注15) 例えば Priestley[5]。

(3) 稼働日の影響

(稼働日の影響が残存)

図表 1-2-4 は、最近 3 年間の新規求職申込件数（公表季節調整値）を抜き出したものである。変動の激しい月が示されているが、これを暦から算定される稼働日数（図表 1-2-5）と対比させると、きれいに一致しているのが分かる。これらの変動が稼働日の影響によるものであることは明らかである。したがって、例えば 2004 年 10 月の大幅な減少をもって求職圧力が弱まったと判断したとしたら、間違いを犯すことになる。

図表 1-2-4 稼働日要因による影響が残っている



図表 1-2-5 最近の稼働日数

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
2000年	19	20	22	20	20	22	20	23	20	21	20	19
2001年	19	19	21	20	21	21	21	23	19	22	21	18
2002年	19	19	20	21	21	20	23	22	19	22	20	19
2003年	19	19	20	21	21	21	22	21	20	22	18	19
2004年	19	19	23	21	18	22	21	22	20	20	20	18

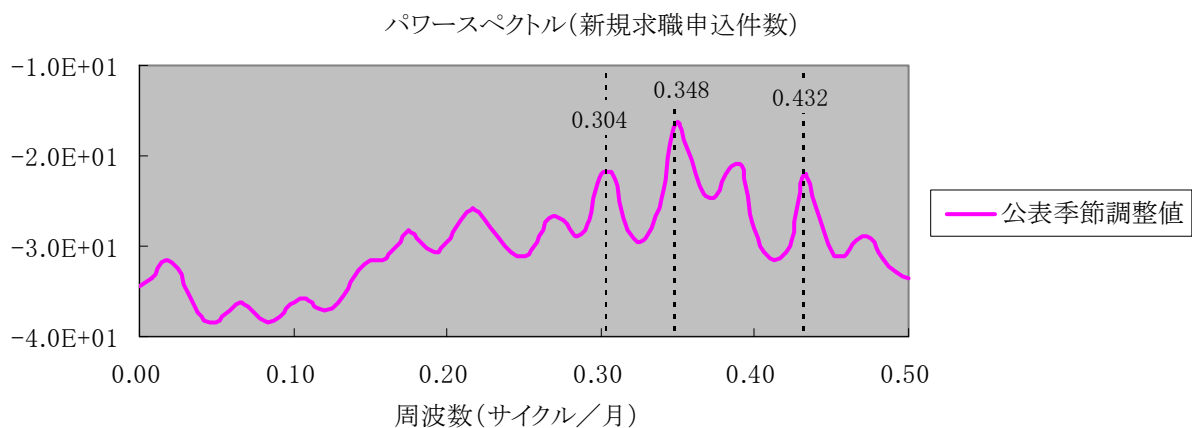
(注) 稼働日とは、土曜日、日曜日、国民の祝日、特別休日（大喪の礼や皇太子の婚礼など）、振替休日（日曜と祝日が重なったとき、1973年以降）、5月4日（1986年以降）、12月29日～1月3日、以外の日をいう。

稼働日要因のうち、とくに曜日構成の影響については、スペクトル分析によっても確認できる。一般に、曜日構成の影響を受ける月次データでは、0.348、0.432、0.304などの周波数でスペクトルのピークが現れることが知られている^(注16)。公表季節調整値では、まさにこ

(注16) これらの周波数は、7日周期の関数を Fourier 級数に展開し、それを月間で積分して、その積分された関数のスペクトルを調べることにより得られる（Cleveland and Devlin[4]）。

の周波数でスペクトルのピークが現れており（図表 1-2-6）、曜日構成の影響を受けていることが確認される。

図表 1-2-6 曜日構成の影響を示すスペクトルのピークがみられる



- (注) 1) これは、図表 1-2-3 を拡大したもの。公表季節調整値の対数の前期差についてパワースペクトルを計算し、さらにその対数をとった。計測期間は 1997 年 1 月から 2004 年 12 月。
 2) 一般に曜日構成の影響を受ける系列では、0.348、0.432、0.304 などの周波数でスペクトルのピークが現れる。

3 RegARIMA モデル

本研究の主要目標は、職業安定業務統計から稼働日要因の変動を除去することである。X-12-ARIMA では、この目的のために「RegARIMA モデル」というものが提供されている。この項では、RegARIMA モデルの概要を説明する。

(1) RegARIMA モデルを使った季節調整

(残差を X-11 で季節調整)

RegARIMA^(注17) モデルの基本アイデアは、単純な回帰分析である。原数値を被説明変数とし、毎月の曜日別日数や祝日数などを説明変数とする回帰分析を行い、その残差を X-11 機能により季節調整する。そうすれば曜日別日数や祝日数の影響が取り除かれた季節調整値が得られるであろう、という考えである。

ただ、これを実行するためには、ひとつ問題がある。通常、上記のような回帰分析を行ったとき、残差には強烈な自己相関が発生する。よく知られているように、残差に自己相関が

ただ、0.348 については、次のように説明することもできる。すなわち、曜日が 7 日の周期で変動することと、平均月間日数が 30.4375 であることから、7 日周期の周波数=1/7 (サイクル/日) =30.4375/7 (サイクル/月) =4.348 (サイクル/月) となる。離散データでは周波数の整数部分が無意味だから、4.348 の小数点以下をとって 0.348 サイクル/月を得る。

(注17) RegARIMA: Regression + ARIMA ARIMA: Auto Regression Integrated Moving Average

存在するとき普通の最小 2 乗法を適用すると、推計パラメータにバイアスが生ずる。すなわち、普通の最小 2 乗法がこのケースでは使えないのである。

図表 1-3-1 RegARIMA モデルの基本アイデア

発想は、単純な回帰分析

残差を X-11 により季節調整

$$y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + u_t \Rightarrow u_t \text{ を前出 (図表 1-1-5) の } O \text{ とみなして季節調整}$$

y_t : 被説明変数 (原数値)

x_{it} : 説明変数 (曜日構成、祝日、閏年など)

β_i : 回帰係数 (定数項以外)

u_t : 残差項 (定数項を含む)

t : 月を表す添字

しかし、残差項 u_t に強烈な自己相関があるので、普通の最小 2 乗法が使えない。

(残差の自己相関を ARIMA モデルで表現)

実際の RegARIMA モデルでは、原数値をそのまま使うのではなく、まず対数変換を行う。これは、乗法モードによる季節調整では各要素が積の形で表されるのに対して、回帰分析では各要素が和の形で表されるので、両者の橋渡しをするためである。

さらに、残差については、ARIMA モデル^(注18)に従うと仮定する。これは、残差の自己相関を明示的に表現するためである。この仮定のもとで係数パラメータが最尤法により推計され、その結果、残差も推計される。この残差が指数変換されたうえで X-11 機能により季節調整される。これが、X-12-ARIMA の中で実際に行われている季節調整である^(注19)。

(注18) ARIMA モデルについては、例えば Box and Jenkins[2]を参照。なお、図表 1-3-2 の式が通常の ARIMA モデルより複雑に見えるのは、 $\Phi(B^{12})$ 、 $(1-B^{12})^p$ 、 $\Theta(B^{12})$ といった 12 か月単位のタイムラグを明示的に表現しているため。

(注19) 残差以外の部分 (=回帰分析で説明される部分=図表 1-3-2 の $\sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}$) は、最終的に季節要素(S)に

組み込まれる。なお、RegARIMA モデルでは、曜日構成や祝日といった稼働日要因だけでなく、レベルシフトなど異常値 (outlier) も説明変数に使うことができる。異常値 (outlier) が説明変数に使われたとき、それで説明される部分は、最終的に季節調整値 (C×I) に組み込まれる。すなわち、説明変数の性格により、出力段階での扱いが異なる。

図表 1-3-2 実際の RegARIMA モデル

- ① 原数値を対数変換（加法的な回帰分析と乗法モードの季節調整との橋渡し）
 ② 残差項は ARIMA モデルに従うと仮定（残差項の自己相関を明示）

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D(\log(y_t) - \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}) = \theta(B)\Theta(B^{12})a_t$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$

$$\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$$

$$\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_Q B^Q$$

B : バックシフトオペレータ

y_t : 被説明変数（原数値）

x_{it} : 説明変数（曜日構成、祝日、閏年など）

β_i : 回帰係数（定数項以外）

a_t : 攪乱項

⇒ $\exp(\log(y_t) - \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it})$ を前出（図表 1-1-5）の O とみなして季節調整

p, d, q, P, D, Q はユーザが設定。

$\beta_1, \dots, \beta_k, \phi_1, \dots, \phi_p, \Phi_1, \dots, \Phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q, \Theta_1, \dots, \Theta_Q$ は最尤法により推計される。

(2) RegARIMA モデルの意義と留意点

(2つの意義)

季節調整に RegARIMA モデルを導入することにより、上記のように回帰分析のバイアスを軽減し、もって稼働日調整の精度を向上させることが期待される。

RegARIMA モデルには、もうひとつ、「末端部分の移動平均の精度向上」という意義がある。最新データの付近及びデータの開始期付近では、データが不足するため、完全な移動平均が行えない。何らかの代替措置^(注20)は講じられてはいるものの、移動平均を使う季節調整では末端部分の季節調整値が不安定になることを避けられない。RegARIMA モデルではデータの予測が可能なので、この予測値を使って末端部分の移動平均を行うことができる。こうすることによって末端部分の移動平均の精度を向上させることが期待できる。ただ、モデルの推計誤差が大きいときは、予測値を使うことによってかえって結果が不安定になることもある。

(注20) X-11 では、末端を超える期間について末端の値をそのまま繰り返すことを基本として、若干の補正が加えられている。詳しくは Shiskin, Young, Musgrave[1]を参照。

図表 1-3-3 RegARIMA モデル導入の意義

- | |
|--|
| <ul style="list-style-type: none">① 回帰分析（稼働日調整等）の性能向上② 末端部分の移動平均の精度向上 |
|--|

（限界も）

RegARIMA モデルは、多くの事例で有効性が確認されている。しかし、以下のような限界も指摘されており、未だ発展途上の手法である。

① 全期間にわたって推計パラメータが固定されること

例えば、週休二日制の普及により土曜日の効果が時間とともに変化してきたと考えられるが、RegARIMA モデルにこれを直接表現する手段がない^(注21)。現状では、回帰期間の開始期と終了期を適当に移動させるなど、運用上の工夫で対応せざるを得ない。

② 季節的な均一性を前提にしていること

同じ休日でも、大型連休中の休日とその他の時期の休日とでは、影響が違うかも知れない。また、就職件数における攪乱項の分散は、就職時期である 3 月や 4 月にとくに大きくなる可能性がある。RegARIMA モデルでは、このような季節によって不均一な状況を表現できない^(注22)。

③ 攪乱項が正規分布に従うと前提にしていること

RegARIMA モデルのパラメータの推計には最尤法が用いられるが、その前提として、攪乱項が正規分布に従うとみなされている。しかし、この前提の妥当性については、疑問も呈されている^(注23)。

(注21) パラメータが時間的に変化するモデルを構築する試みもある。例えば Bell and Martin[16]。

(注22) 国友・高岡[19]に季節的な不均一を前提にしたモデルの例が示されている。

(注23) Aston and Koopman[15]に正規分布を前提にすることの問題点と、非正規分布型モデルの例が示されている。

第2章 全国データのオプション設定

この章では、全国データのオプションを設定し、その結果を検証する。オプションについては、①JpDays と呼ばれる説明変数を導入すること、②RegARIMA モデルの回帰期間の長さを 10 年とすること、が結論付けられる。また、結果については、稼働日要因の除去と数値の安定性の両面で新オプションが良好なパフォーマンスを示すことが明らかになる。

1 作業の概要

(目標のブレイクダウン)

この章では、職業安定業務統計の全国データについて、オプションの設定を行う。X-12-ARIMA では、計算の細かい内容を「スペックファイル」と呼ばれるファイルで指定する。オプションとは、このスペックファイルで指示する内容のことである。

本研究の主要目標は稼働日要因による変動の除去であるが、前章の RegARIMA モデルの言葉を使えば、目標を次のようにブレイクダウンできる。すなわちスペックファイルで指示する説明変数、ARIMA パラメータ p, d, q, P, D, Q 、回帰期間、及び、その他の計算条件を適切に設定すること、である。

図表 2-1-1 ブレイクダウンされた作業目標

- | |
|--|
| <ul style="list-style-type: none">① 説明変数 x_{it} の適切な設定② ARIMA パラメータ p, d, q, P, D, Q の適切な設定③ 回帰期間の適切な設定④ その他、計算条件の適切な設定 |
|--|

(遡及修正の抑制にも配慮)

なお、これらのオプションの設定にあたって、稼働日要因の除去はもちろんであるが、最新データの追加にともなう遡及修正をできるだけ抑制することも、副次目標とする。

社会経済の構造変化により季節変動も年々変化しており、また、新しいデータが入手できることにより的確にその構造変化を捉えることができる。したがって、新しいデータを用いて季節調整を再度実施したときに遡及修正が発生すること自体は、悪いことでない。①しかし、季節調整の方法に問題があると、必ずしも構造変化を反映したものではない遡及修正が発生すること^(注24)、及び、②大幅な遡及修正は統計利用者に不便を感じさせること、を考慮

(注24) 遡及修正の小ささ(季節調整値の安定性)自体が、モデルの適合性の良い判断指標になることが知られている (Feldpausch, Hood, Wills[17])

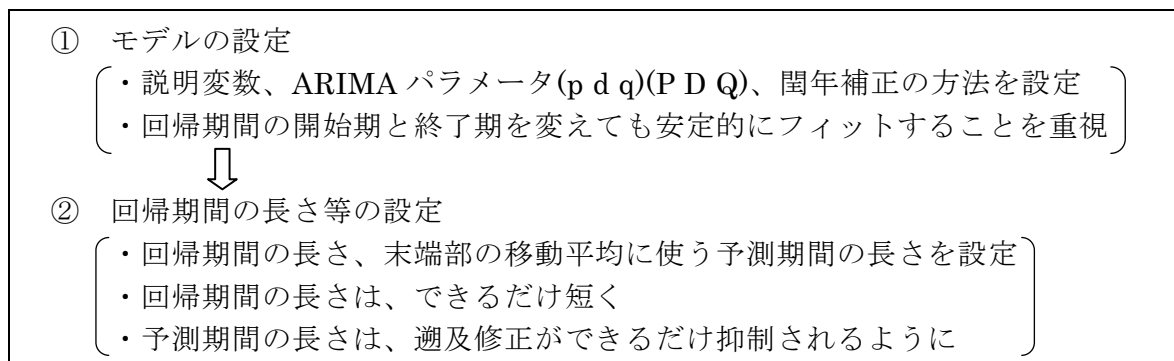
して、遡及修正の抑制を副次目標とするものである。

(2つのパートに分けて作業)

最良のオプションを求めるためには、可能な選択肢の組み合わせをすべて検討するのが理想である。しかし、膨大な作業をとまなうので、これは事実上不可能である。本研究では、省力化のため、①モデルの設定、及び②回帰期間の長さ等の設定、の2つのパートに分けて作業を行うことにする。モデルの設定に当たっては、とくに運用上の安定性に配慮して、新規データの追加により回帰期間の開始期と終了期が変化しても安定的にフィットするモデルを選ぶように務めた。一方、回帰期間の長さについては、構造変化を迅速に反映できるように、できるだけ短く設定するようにした。

なお、X-12-ARIMA にはいくつかのバージョンがあるが、本研究で使ったのは、「X-12-ARIMA Version 0.2.10」（2002年7月26日リリース、2005年11月時点の最終バージョン）である。

図表 2-1-2 作業手順



2 モデルの設定

(1) 基本方針

(説明変数 5 種類、ARIMA パラメータ 5 種類、閏年補正方法 3 種類、回帰期間 16 ケース)

この項では、説明変数、ARIMA パラメータ(p d q)(P D Q)、及び、閏年補正の方法を設定する。原則として 5 種類の説明変数、5 種類の ARIMA パラメータ、及び 3 種類の閏年補正方法をクロスさせた 75 種類の候補を立て、その中から比較的良いものを選出した。

選出は 2 段階に分けて行った。第 1 段階では、原則 75 種類の候補それぞれについて、16 ケースの回帰期間で計測を行い、その中で 8 割以上のケース (13 ケース以上) で最低の「適合基準」を満たしたものを第 1 次合格とする。これは、安定的にフィットするモデルのみを選ぶことを狙ったものである。ここで、次の 3 条件をすべて満たすことをもって適合基準と設定した。これは、X-12-ARIMA で標準で設定されている適合基準である。

図表 2-2-1 適合基準（第 1 次合格の要件）

- ① 直近 3 年間の推計誤差が平均 15%以下であること
- ② Ljung-Box の Q 統計量^(注25)による検定で、攪乱項の自己相関が 5%水準で有意でないこと
- ③ 過剰階差でないこと（パラメータ d が大きすぎないこと）^(注26)

(AICC、外挿予測誤差、スペクトル、系列間の共通性)

第 1 次合格した候補の中からは、基本的に AICC^(注27) でみて優良なものを選出することとするが、外挿予測誤差^(注28) やパワースペクトルも参照する。

また、新規求職申込件数、新規求人数、就職件数の 3 系列については、稼働日調整のための説明変数の候補（後出図表 2-2-2）から、できるだけ共通のひとつを選ぶことにする。これらの系列から新規求人倍率（新規求人数／新規求職申込件数）や就職率（就職件数／新規求職申込件数）といった加工系列が作成されるので、稼働日要因の除去方法が共通だと解釈や分析が楽になると考えるためである。

同様に、有効求職者数と有効求人数の 2 系列についても、これらから有効求人倍率（有効求人数／有効求職者数）が作成されることを考慮して、稼働日調整には、できるだけ同じ説明変数を採用するようにする。

(大量の候補から選択するという考え方)

なお、時系列分析の教科書である Box and Jenkins[2]には、モデル設定の標準的な方法として、次の手順が示されている。

- ① Identify 自己相関関数（ACF）や偏自己相関関数（PACF）からモデルの見当をつける。

(注25) m を正整数として、Ljung-Box の Q 統計量 Q_m は、次の式で表される（Ljung and Box[3]）。

$$Q_m = n(n+2) \sum_{i=1}^m (n-i)^{-1} \bar{r}_i^2 \quad \bar{r}_i = \sum_{t=i+1}^n \bar{a}_t \bar{a}_{t-i} / \sum_{t=1}^n \bar{a}_t^2$$

\bar{a}_t は、攪乱項の推計値。 a_t に自己相関がないという帰無仮説のもとで、 Q_m は、自由度 $m - (p+q+P+Q+k)$ の χ^2 分布で近似される。

本研究では、 $m = 24$ と設定している。

(注26) 「過剰階差でないこと」のチェックとは、図表 1-2-2 の記号で、 $\theta_1 + \dots + \theta_q \leq 0.9$ であること。

(注27) AICC(F-corrected AIC)は、AIC（赤池情報量基準）の変形で、自由度が小さいときの精度を改良したもの。観測数を N 、推計パラメータの個数を n_p 、推計式の対数尤度を L_N とするとき、AICC は、次のように定義される。

$$AICC = -2L_N + 2n_p (N / (N - (n_p + 1) / N))$$

AIC 及びそれから派生した AICC 等の指標は、モデルのあてはまり状況を手軽に推計できることから、広く普及している。AICC は、センサス局で重視されており、X-12-ARIMA に標準装備されている。

(注28) 外挿予測誤差（OSFE: Out-of-Sample Forecast Error）は、推計に使った最新データから 1 か月先ないし 12 か月先の予測値と実績値との差から測定される誤差（参考資料 5）。外挿予測誤差は、モデルのあてはまり状況を直接計測する指標だが、大量のデータが必要で計算に時間がかかる。本研究では、AICC の適用が難しいケースで外挿予測誤差を使った。

- ② Estimate 見当をつけたモデルについてパラメータを推計する。
- ③ Check 推計されたパラメータを使って、モデルの妥当性を検証する。

本研究の方法は、この①を省略する代わりに大量の候補を立てたものである。これは、モデルが複雑になるにしたがって①の作業はかなりの熟練技能が必要となり、一方、パソコンの性能が向上した現在、大量推計の方がかえって省力化につながると考えたからである。

(2) 説明変数の候補

曜日構成及び祝日の調整のための説明変数として、tdnolpyear、td1nolpyear、JpDays、JpDays1、JpDays3 の 5 種類の候補を立てる（図表 2-2-2）。

図表 2-2-2 曜日構成及び祝日の調整のための説明変数の候補

変数名	意味
tdnolpyear	D1-D7, D2-D7, ..., D6-D7 という 6 個の変数。D1, D2, ..., D7 は、それぞれ、月曜、火曜、…、日曜の日数。
td1nolpyear	$(D1+D2+D3+D4+D5) - (5/2)(D6+D7)$
JpDays	日本の祝日等を考慮した 8 個の曜日変数の総称
JpDays1	日本の祝日等を考慮した稼働日数
JpDays3	JpDays1、1 か月前の JpDays1、2 か月前の JpDays1 の、3 変数の総称

(注) 1) tdnolpyear(trading day, no leap year)及び td1nolpyear は、X-12-ARIMA にあらかじめ準備されている変数。なお、X-12-ARIMA には、このほかイースター休日、サンクスギビング、クリスマスなどを調整する変数が準備されているが、日本の建国記念日、勤労感謝の日、天皇誕生日などを調整する変数は準備されていない。

2) JpDays は、具体的には次のとおり。

$$\begin{aligned}
 DJpMon &= (JpMon - Sun) - A1 \\
 DJpTue &= (JpTue - Sun) - A2 \\
 DJpWed &= (JpWed - Sun) - A3 \\
 DJpThu &= (JpThu - Sun) - A4 \\
 DJpFri &= (JpFri - Sun) - A5 \\
 DJpSat &= (JpSat - Sun) - A6 \\
 DJpHS &= (JpHS - Sun) - A7 \\
 DJpHnotSS &= (JpHnotSS - Sun) - A8
 \end{aligned}$$

JpMon から JpSat までは、月曜日から土曜日までのそれぞれの月間日数のうち、祝日等を除いた日数。Sun は、日曜日の月間日数。JpHS は、土曜日と重なる祝日等の日数。JpHnotSS は、土曜日と日曜日を除く祝日等の日数。土曜日については、週休 2 日制の普及を反映しやすくするため、祝日等と重なるものと重ならないものに分けた（ハローワークでは、週休 1 日半制→4 週 6 休制→完全週休 2 日制と推移してきた）。

A1 から A8 までは、季節調整値の全体の水準を調整するための定数であり、(JpMon - Sun)から (JpHnotSS - Sun)までのそれぞれの 2003 年 1 月～2030 年 12 月にわたる平均。2003 年は、祝日法（昭和 23(1948)年 7 月 20 日 法律第 178 号）の最近の改正の年。2030 年はその 28 年後。28 年とは、曜日構成が 1 巡する周期。A1、…、A8 は、RegARIMA モデルで階差をとっているとき (d+D>0 のとき)、係数パラメータの推計に影響しない。しかし、A1、…、A8 をこのように設定することにより、最近の季節調整値の年平均が原数値の年平均に概ね一致ようになる。ただし、長期の過去については、季節調整値と原数値の年平均に若干の乖離が生ずる。

3) JpDays1 は、具体的には次のとおり。

$$JpDays1 = (JpMon + JpTue + JpWed + JpThu + JpFri) - 2.019486 (Sat + Sun + JpH)$$

係数 2.019486 は、2003 年 1 月～2030 年 12 月にわたる JpDays1 の平均が 0 になるように設定

tdnolpyear は、X-12-ARIMA にあらかじめ準備されている変数であって、月曜日から土曜日までの各日数を基に設定された 6 個の変数の総称である。

td1nolpyear は、ウィークデイとウィークエンドの相対日数を基に設定された 1 個の変数である。もし月曜日から金曜日までの効果に大きな差がなく、また、土曜日と日曜日との効果にも大きな差がなければ、tdnolpyear より効率的と考えられる。これも X-12-ARIMA にあらかじめ準備されている変数である。

JpDays は、本研究のために新たに作った変数であって、曜日構成に加えて日本の祝日等（図表 2-2-3）も組み込んだ 8 個の変数の総称である（注29）。

JpDays1 は、td1nolpyear と同様の考え方で、JpDays の 1 変数版として設定した。

JpDays3 は、JpDays1 に加えてその 1 か月前、2 か月前のラグを入れた 3 変数の総称である。有効求職者数と有効求人数がおおむね 2 か月前からのストックとしての性格も持っていることから、この変数も候補としたものである。この変数は、有効求職者数と有効求人数の 2 系列についてのみ使うことにする。

図表 2-2-3 祝日等の一覧

祝日法による国民の祝日 年末年始（12 月 29 日～1 月 3 日） 国民の祝日が日曜日と重なったときの振替休日（1973 年 4 月 12 日以降） 5 月 4 日（1986 年以降） 昭和天皇の大喪の礼、今上天皇の即位の礼、明仁親王（今上天皇）の結婚の儀、徳仁親王の結婚の儀
--

(3) ARIMA パラメータの候補

ARIMA パラメータの候補としては、図表 2-2-4 の「原則候補」を原則として用いる。これらは、X-12-ARIMA にデフォルトで準備されているものである。

ただし、原則候補に第 1 次合格するものがなかった場合は、「追加候補」を用いる。この追加候補には、いわゆるミックスモデル（ p と q のどちらも 1 以上のモデル）が含まれていない。これは、キャンセレーション（注30）と呼ばれる推計上の不都合が生じるのを防ぐ意味

（注29） 祝日等を組み込む方法としては、JpDays のような方法とは別に、「tdnolpyear+稼働日数」という方法もある。本研究で JpDays の方を選んだ理由は、①JpDays では月曜日～金曜日のどの曜日と祝日が重なるかを識別できること、②JpDays の方法でも「tdnolpyear+稼働日数」でも説明変数の個数は基本的に変わらないこと（「tdnolpyear+稼働日数」が合計 7 変数なのに対して JpDays が合計 8 変数となっているが、これは JpDays が祝日と重なる土曜日の特掲しているため）、による。職業安定業務統計については、ウィークデイ（月曜日～金曜日）かどうか、祝日かどうか、といった要因だけでなく、祝日以外のウィークデイでどの曜日が多いか、といったことにも強く影響を受ける（補論の「1 曜日別の求人求職動向」参照）ので、JpDays のような変数の設定が有効と思われる。

（注30） 第 3 章の 3 参照

があり、また、 p 又は q が大きいときはミックスモデルを使う意味が薄れる^(注31) ことも考慮したものである。

図表 2-2-4 検討対象とする ARIMA パラメータ

(原則候補)

モデル名	ARIMA パラメータ(p d q)(P D Q)
M1	(0 1 1)(0 1 1)
M2	(0 1 2)(0 1 1)
M3	(2 1 0)(0 1 1)
M4	(0 2 2)(0 1 1)
M5	(2 1 2)(0 1 1)

(追加候補)

モデル名	ARIMA パラメータ(p d q)(P D Q)
ma3	(0 1 3)(0 1 1)
ma4	(0 1 4)(0 1 1)
ma5	(0 1 5)(0 1 1)
ma6	(0 1 6)(0 1 1)
ar3	(3 1 0)(0 1 1)
ar4	(4 1 0)(0 1 1)
ar5	(5 1 0)(0 1 1)
ar6	(6 1 0)(0 1 1)

(注) 原則候補は、X-12-ARIMA で基本的に使われている候補と同じ。追加候補は、原則候補で1次合格するものがなかったときに検討対象とする。

(4) 閏年補正方法の候補

閏年補正については、RegARIMA モデルに説明変数を追加する方法 (lpyear)、2 月のデータに月の日数に反比例する係数を機械的に乗じる方法 (rescale)、閏年補正を行わないもの (nolpyear) の 3 種類を候補とする。ただし、ストックとしての性格も持っている有効求職者数と有効求人数については、rescale を使わない。

(注31) 一般に、ミックスモデルは、 p が大きくて $q=0$ のモデル (AR モデル) と q が大きくて $p=0$ のモデル (MA モデル) のいずれでも近似できる (Box and Jenkins[2])。

図表 2-2-5 検討対象とする閏年補正方法

候補名	補正方法
lpyear	RegARIMA モデルに次の説明変数を追加 閏年の 2 月:0.75、閏年以外の 2 月:-0.25、2 月以外:0
rescale	事前に原数値を次のように補正 閏年の 2 月: $Y'_t = (28.25/29)Y_t$ 、閏年以外の 2 月: $Y'_t = (28.25/28)Y_t$ 、 その他の月: $Y'_t = Y_t$
nolpyear	閏年補正を行わない

(注) rescale は、新規求職申込件数、新規求人数、就職件数についてのみ候補とする。

(5) 回帰期間の種類

下の 16 種類の期間でモデルの適合状況をテストした^(注32)。この 16 種類の 8 割以上 (13 ケース以上) で適合基準を満たしたモデルを第 1 次合格とする。

図表 2-2-6 適合基準のテスト期間

ケース番号	開始年月	終了年月	回帰期間の長さ (年)
1	1980.1	1999.12	20
2	1981.1	2000.12	20
3	1982.1	2001.12	20
4	1983.1	2002.12	20
5	1984.1	2003.12	20
6	1985.1	2004.12	20
7	1986.1	2004.12	19
8	1987.1	2004.12	18
9	1988.1	2004.12	17
10	1989.1	2004.12	16
11	1990.1	2004.12	15
12	1991.1	2004.12	14
13	1992.1	2004.12	13
14	1993.1	2004.12	12
15	1994.1	2004.12	11
16	1995.1	2004.12	10

(注32) 回帰期間は最終的に 10 年に設定されるが、10 年の期間で適合基準がテストされたのはケース番号 16 の 1 ケースに過ぎない。ただ、これは大きな問題を生じないと考えられる。というのは、適合基準を満たさなかったケースのほとんどが Ljung-Box の Q 統計量による検定で不合格となったものであるが、この検定は、回帰期間が長いほど厳しくなる傾向があるからである。第 1 次合格したモデルは、1 例を除いて、すべてケース番号 16 で適合基準を満たしていた。適合しなかった 1 例は、最終的に採用されなかった。

(6) 適合基準の検討結果

適合基準の検討の結果、安定的にフィットするとして第1次合格したモデルを図表 2-2-7 に示す。いくつか補足する。

- ① 有効求職者数を除き、M4 の ARIMA モデル(0 2 2)(0 1 1)は全滅した。これは、すべて「過剰階差」のテストで不合格になったものである。M4 は、候補とした ARIMA モデルの中で唯一 $d=2$ のものである（残りはすべて $d=1$ ）。
- ② M4 以外の ARIMA モデルで不合格となったものは、ほとんどが Ljung-Box の Q 統計量による検定で不合格となったものである。
- ③ 新規求人数と有効求人数については、一般にあてはまりが悪く、ma6、ar5 といった次数の高い ARIMA モデルでようやくフィットした^(注33)。

図表 2-2-7 第1次合格したモデル

(新規求職申込件数)

TD_M1_lpyear	TD_M1_rescale	TD_M2_lpyear	TD_M2_rescale	TD_M2_nolpyear
TD_M3_lpyear	TD_M3_rescale	TD_M3_nolpyear	TD_M5_lpyear	TD_M5_rescale
TD_M5_nolpyear				
TD1_M3_lpyear	TD1_M3_rescale	TD1_M3_nolpyear	TD1_M5_lpyear	TD1_M5_rescale
TD1_M5_nolpyear				
JD_M3_lpyear	JD_M3_rescale	JD_M3_nolpyear	JD_M5_lpyear	JD_M5_rescale
JD1_M5_lpyear	JD1_M5_rescale			

(新規求人数)

TD_ma6_lpyear	TD_ma6_rescale	TD_ma6_nolpyear
TD1_ma6_rescale		
JD_ma6_lpyear	JD_ma6_rescale	JD_ma6_nolpyear
JD1_ma6_lpyear	JD1_ma6_rescale	JD1_ma6_nolpyear

(有効求職者数)

TD_M3_lpyear	TD_M4_lpyear	TD_M4_nolpyear	TD_M5_lpyear	TD_M5_nolpyear
TD1_M3_lpyear	TD1_M4_lpyear	TD1_M4_nolpyear	TD1_M5_lpyear	TD1_M5_nolpyear
JD_M3_lpyear	JD_M3_nolpyear	JD_M4_lpyear	JD_M4_nolpyear	JD_M5_lpyear
JD_M5_nolpyear				
JD1_M4_lpyear	JD1_M4_nolpyear	JD1_M5_lpyear	JD1_M5_nolpyear	
JD3_M3_lpyear	JD3_M3_nolpyear	JD3_M4_lpyear	JD3_M4_nolpyear	JD3_M5_lpyear
JD3_M5_nolpyear				

(注33) 新規求人数について ma1, ma2, ..., ma6 の AIC を比較すると、ma6 が最小だった。新規求人数のモデル (ma6) は、AIC 基準に照らしても問題ない。一方、有効求人数について da1, da2, ..., da6 の AIC を比較すると、 $da1 < da2 < \dots < da6$ だった。有効求人数について、本研究で選択したモデル (da5) は、一見 AIC 基準に反するように見える。しかし、ここで用いた AIC は、厳密なものでなく、攪乱項に自己相関がないことを前提に計算された推計値である。そこで、本研究では、AIC 基準よりも、その有効性の前提となる Ljung-Box の Q 統計量による自己相関の検定を優先した。なお、後出の脚注 46 も参照のこと。

(有効求人数)

TD_ar5_lpyear			
JD_ar5_lpyear	JD_ar5_nolpyear	JD_ar6_lpyear	JD_ar6_nolpyear
JD3_ar5_lpyear			

(就職件数)

TD_M1_lpyear	TD_M1_rescale	TD_M1_nolpyear	TD_M2_lpyear	TD_M2_rescale
TD_M2_nolpyear	TD_M3_lpyear	TD_M3_rescale	TD_M3_nolpyear	
TD1_M1_lpyear	TD1_M1_rescale	TD1_M1_nolpyear	TD1_M2_lpyear	TD1_M2_rescale
TD1_M2_nolpyear	TD1_M3_rescale	TD1_M5_lpyear	TD1_M5_nolpyear	
JD_M2_rescale	JD_M2_nolpyear	JD_M3_nolpyear		
JD1_M2_lpyear	JD1_M2_rescale	JD1_M2_nolpyear	JD1_M3_lpyear	JD1_M3_rescale
JD1_M3_nolpyear	JD1_M5_lpyear	JD1_M5_rescale	JD1_M5_nolpyear	

(注) 表のモデルは、(変数名)_(ARIMAモデル名)_(閏年補正方法)という標記で示した。なお、変数名の TD、TD1、JD、JD1、JD3 は、それぞれ tdnolpyear、td1nolpyear、JpDays、JpDays1、JpDay3 を表す。

(7) モデルの選定

(AICC では JpDays、JpDays1、JpDays3 が優良、しかし JpDays1 と JpDays3 は稼働日要因除去不十分 ⇒ JpDays を選択)

第 1 次合格したモデルについて AICC を調べてみると、どの系列でも JpDays、JpDays1、JpDays3 が tdnolpyear や td1nolpyear より優良であることが分かる (図表 2-2-8)。

JpDays、JpDays1、JpDays3 の中では、JpDays1 や JpDays3 が優良なものもみられたが、JpDays1 や JpDays3 では曜日構成の要因が十分に除去されないことがスペクトル分析で分かった (図表 2-2-9)。そこで、すべての系列で共通に JpDays を説明変数として採用することにした。

ARIMA モデルについては、とくに有効求職者数で M4 の AICC が最も優良という結果となった。しかし、12 か月先の外挿予測誤差をみると、M4 のモデルは明らかにあてはまりが悪い (図表 2-2-10) (注34)。そこで、M4 は採用しないこととして、M4 以外から AICC やモデルの単純性 (注35) を考慮して選ぶこととした。

閏年補正については、AICC を基準にすることにやや疑問があること (注36) から、外挿予測誤差を重視することとした。新規求職申込件数と新規求人数については、12 か月先の外挿予測誤差に大きな差がなく、1 か月先の外挿予測誤差で lpyear と rescale が優良であることが

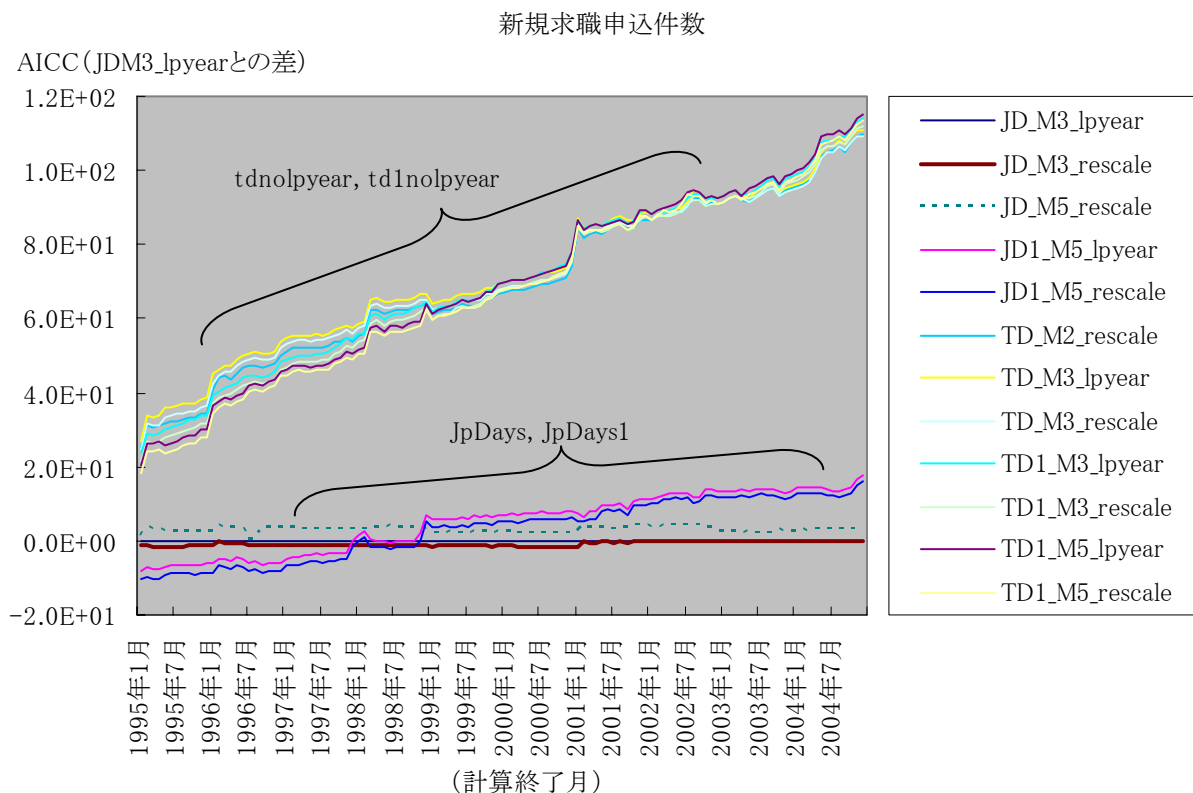
(注34) 本研究の過程で多くのシミュレーションを行った。その結果をみると、AICC の大小は、1 か月先の外挿予測誤差の大小とよく一致していた。しかし、12 か月先の外挿予測誤差と AICC は、あまり一致していないようにみえた。

(注35) AICC にそれほど差がないときは、p+q が小さい方を優先する。また、ミックスモデルである M5 は、できるだけ避けるようにする (第 3 章の 3 参照)。

(注36) rescale は原系列に操作を施しているため、lpyear や nolpyear と被説明変数が異なり、AICC で単純に比較することに疑問がある。

分かったので（図表 2-2-11）、説明変数が少ない **rescale** を採用した^(注37)。有効求職者数と有効求人人数については、**lpyear** と **no_lpyear** で差がなかったことから、説明変数が少ない **no_lpyear** を採用した。就職件数については、説明変数と **ARIMA** モデルで絞り込んだところ **rescale** と **no_lpyear** が残ったが、外挿予測誤差に大きな差がなかったことから、新規求職申込件数や新規求人数に合わせて^(注38) **rescale** を採用した。

図表 2-2-8 AICC の比較
 (“JD~” のモデルが “TD~” のモデルより優良)

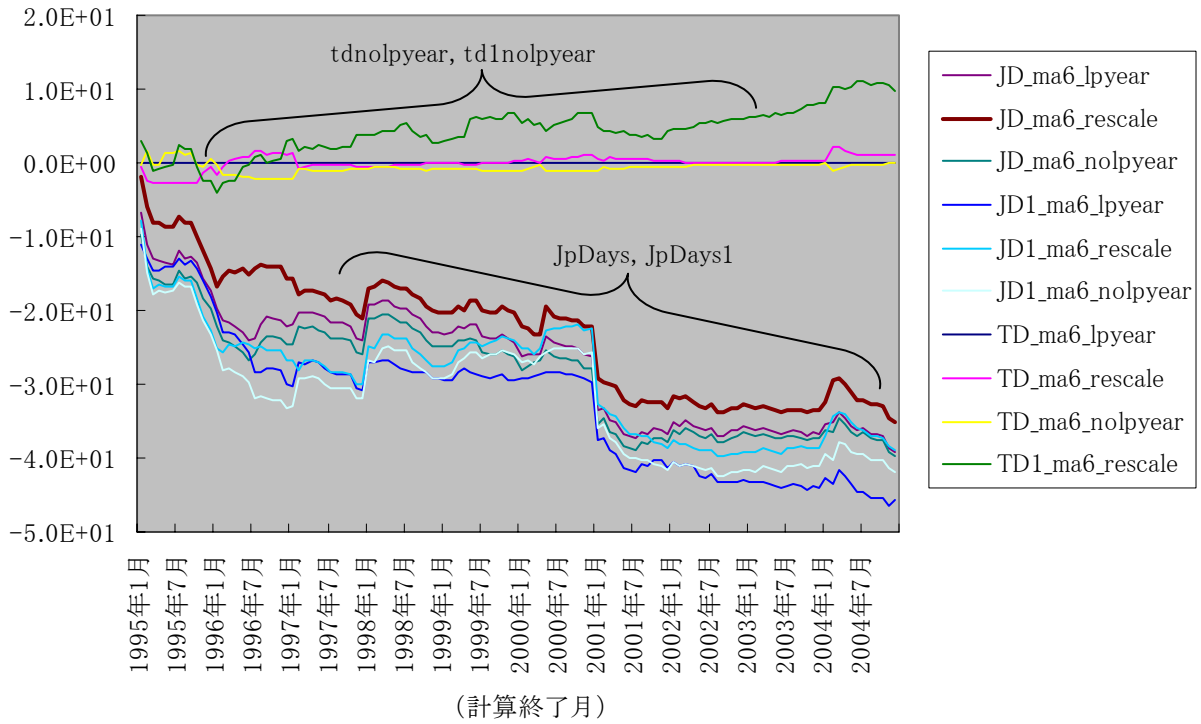


(注37) **lpyear** については、実績データから補正の幅を推計するものであるが、結果に影響を与える閏年 2 月は全期間の 48 分の 1 しかない。例えば、10 年間の計測では、2 ないし 3 個の閏年 2 月のデータが全体の補正幅を支配してしまうことになる。したがって、たとえ過去のデータで **lpyear** のあてはまりが良かったとしても、将来、たまたま閏年 2 月に異常値が発生したとき、**lpyear** の補正方法では季節調整を大きく歪めてしまう危険が大きい。

(注38) 就職件数は、新規求職申込件数や新規求人数と組み合わせて「就職率」、「充足率」といった指標に加工することがあるので、新規求職申込件数や新規求人数と説明変数をそろえた方が分かりやすい。

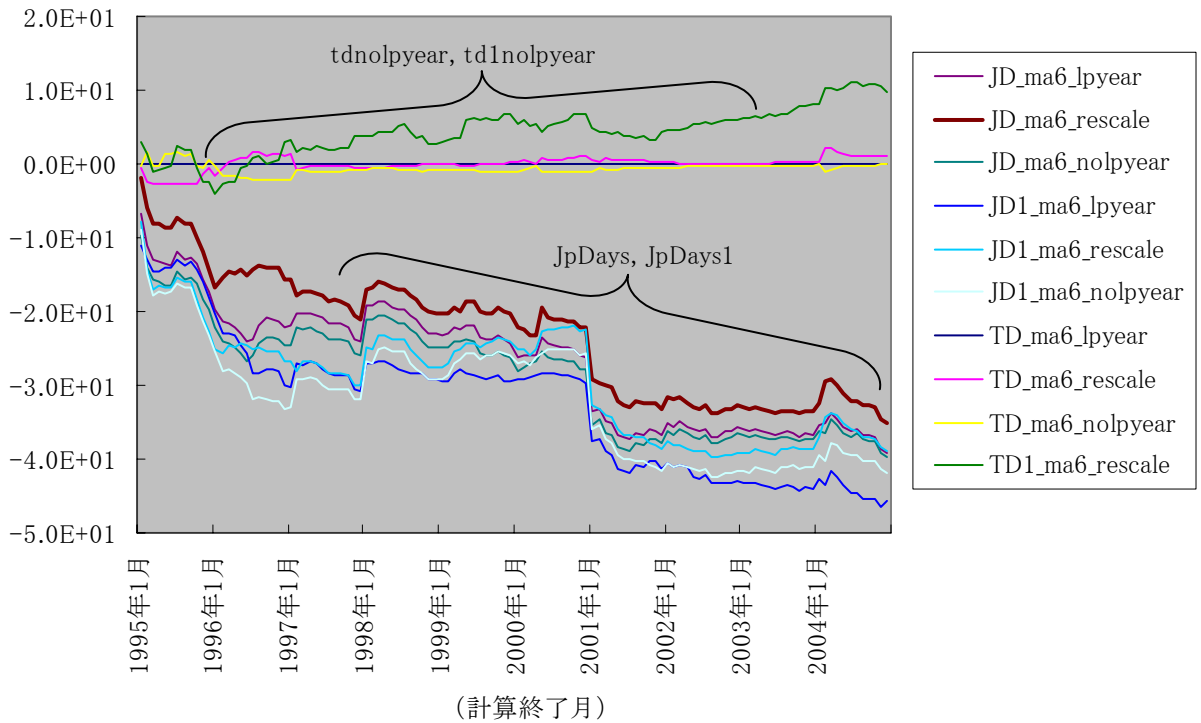
新規求人数

AICC (TD_ma6_lpyearとの差)



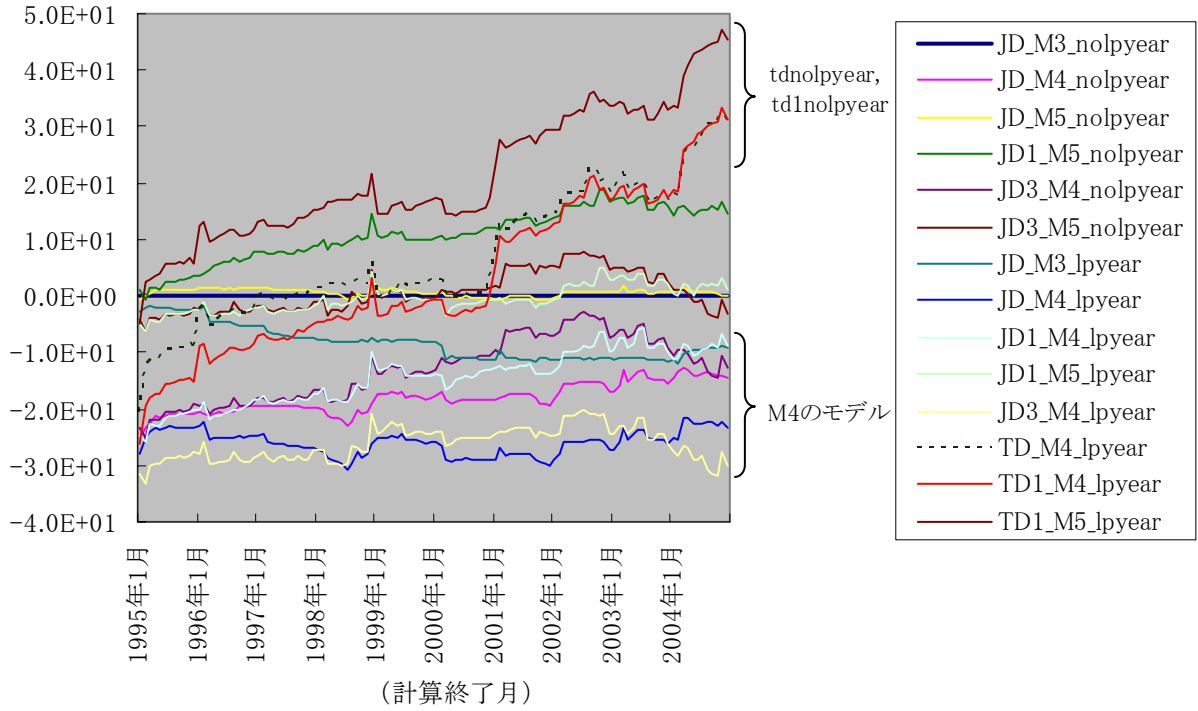
新規求人数

AICC (TD_ma6_lpyearとの差)



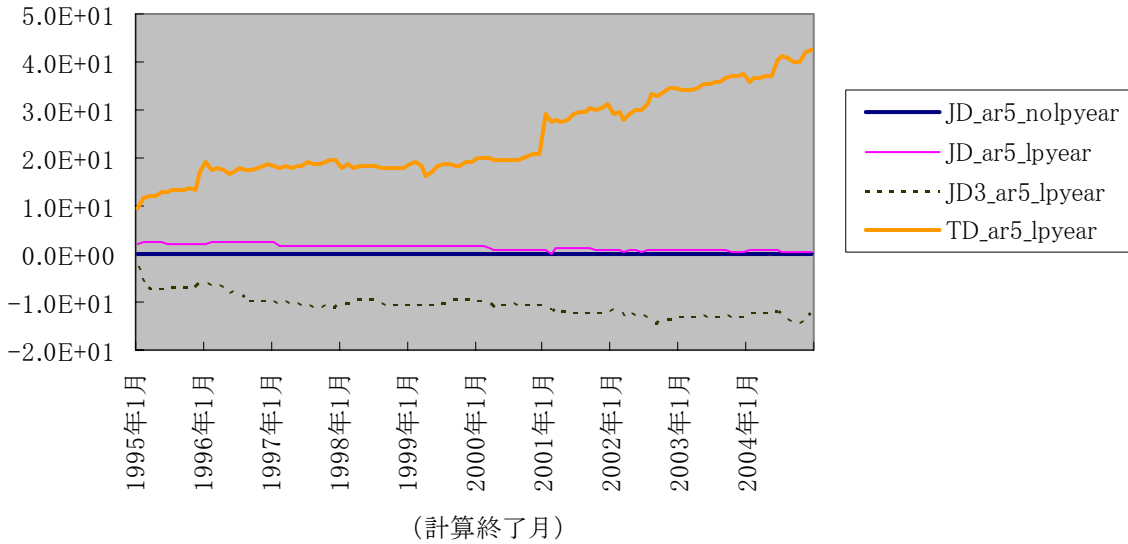
有効求職者数

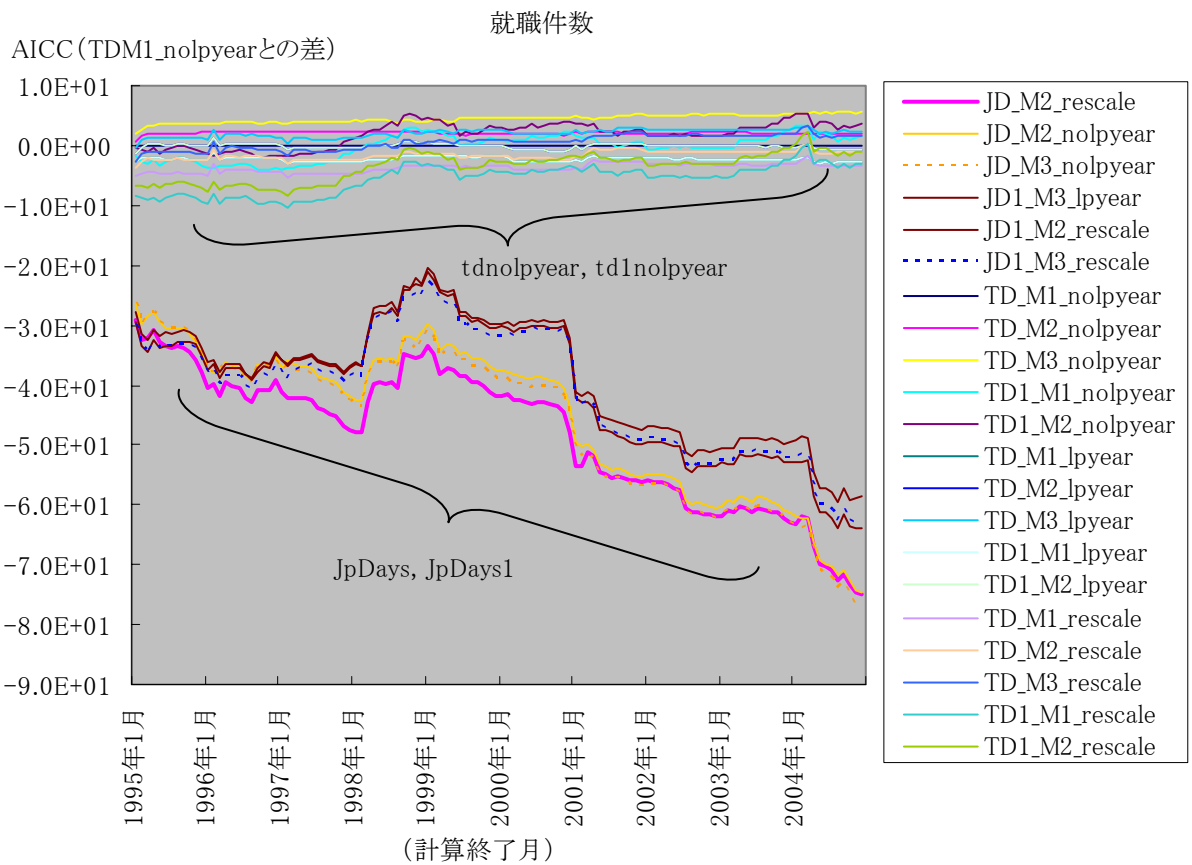
AICC (JD_M3_nolpyearとの差)



有効求人数

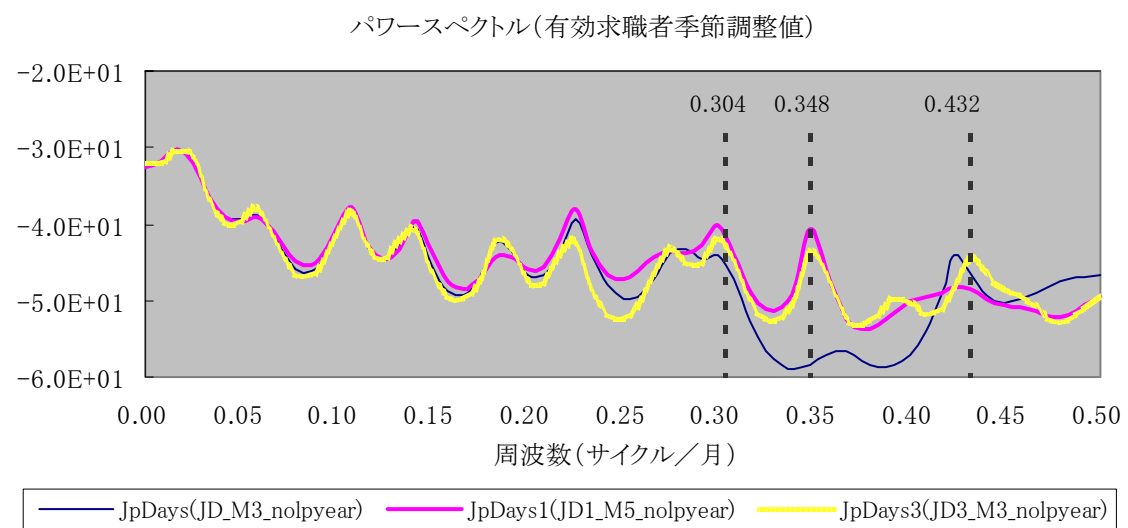
AICC (JD_ar5_nolpyearとの差)





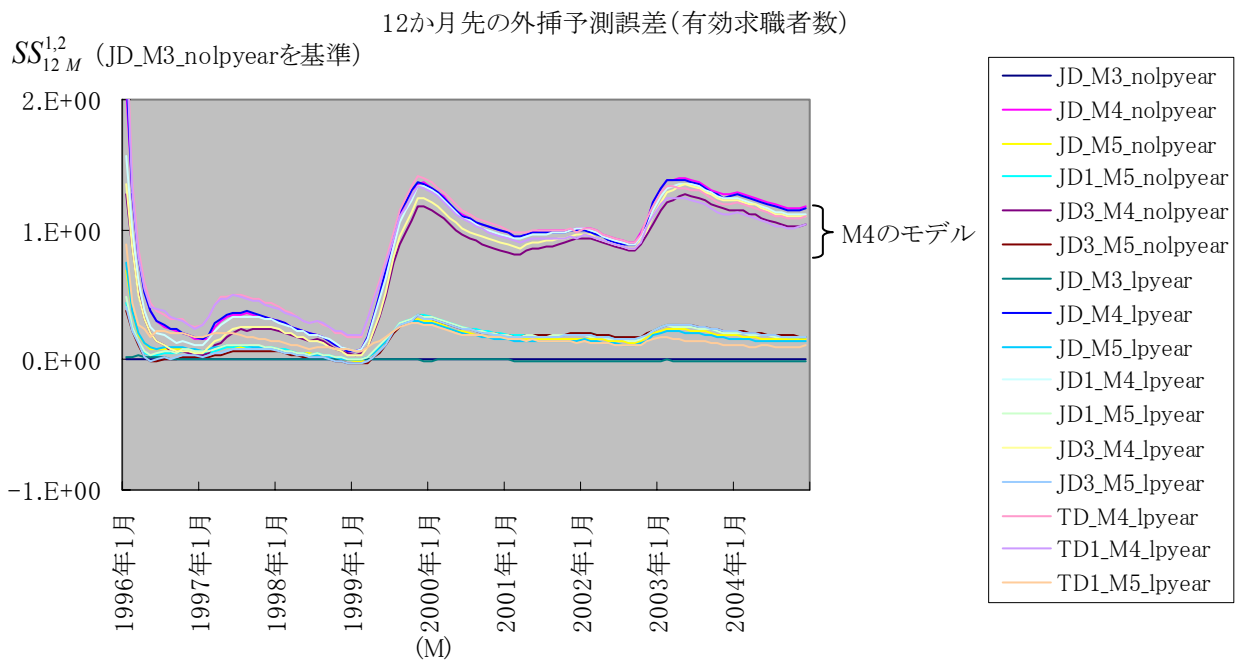
(注) 1) 1985年から図の計算終了月までの期間で推計した。
 2) AICCは、下に位置するものほど優良とされる。

図表 2-2-9 JpDays1 と JpDays3は曜日変動のスペクトルピークが残っている



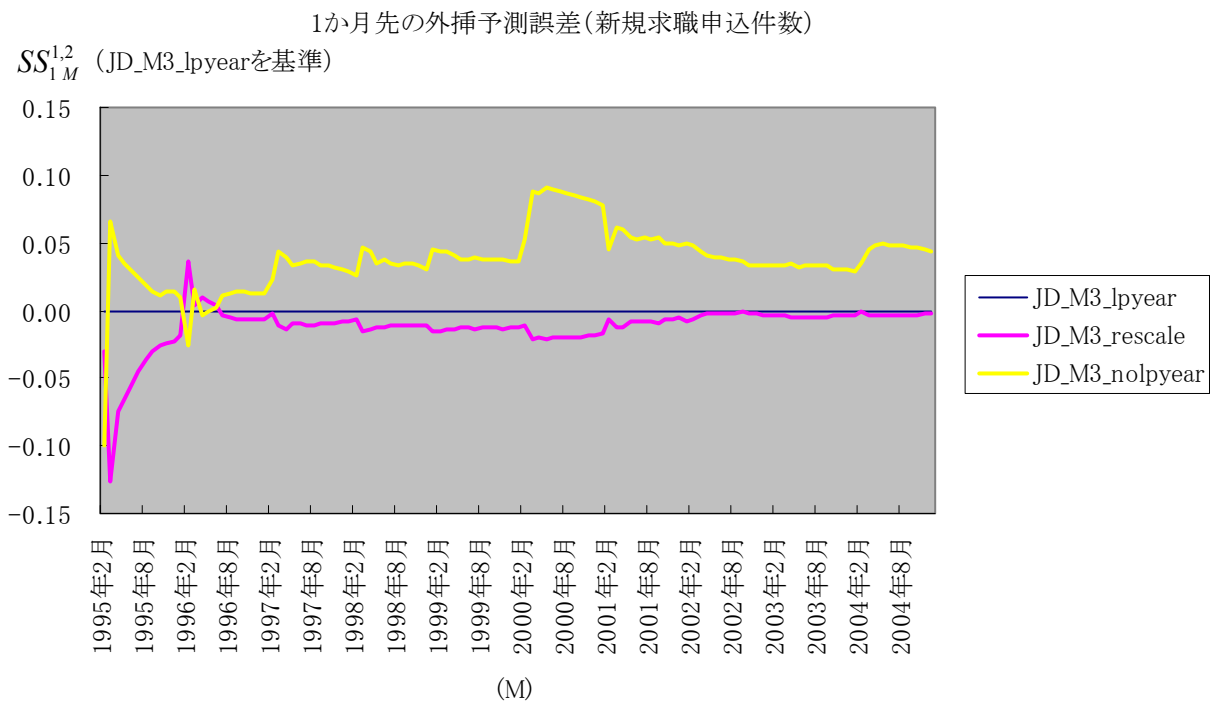
(注) 1) 季節調整値の対数の前期差についてパワースペクトルを計算し、さらにその対数をとった。計測期間は1997年1月から2004年12月。
 2) 曜日構成の影響を受ける系列では、0.348、0.432、0.304などの周波数でスペクトルのピークが現れる。

図表 2-2-10 M4 のモデルは外挿予測誤差が大きい
(有効求職者数、12 か月先の外挿予測誤差)



(注) 外挿予測誤差は、相対的に下に位置するもの、右下がりのものが優良 (参考資料 5 参照)。

図表 2-2-11 閏年補正では rescale と lpyear の外挿予測誤差が小さい



(注) 外挿予測誤差は、相対的に下に位置するもの、右下がりのものが優良 (参考資料 5 参照)。

3 回帰期間等の設定

(1) 回帰期間の長さ

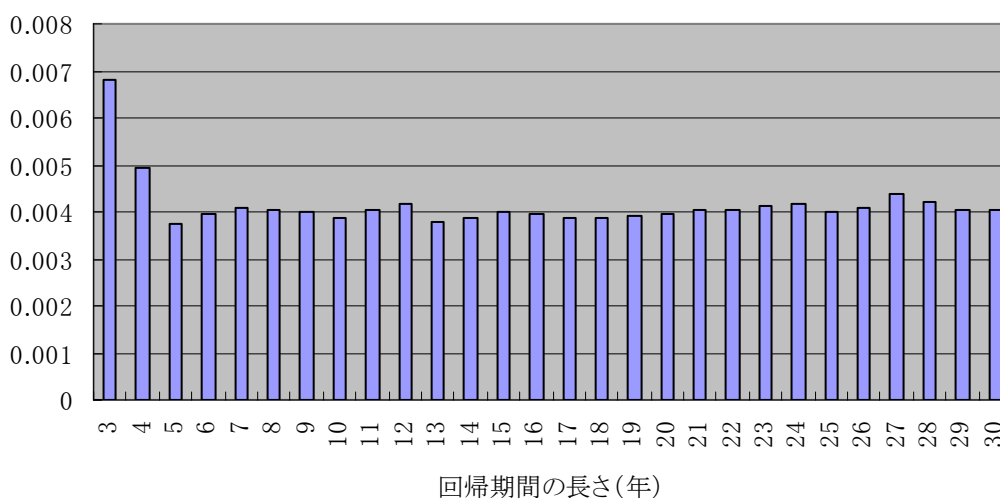
(回帰期間の長さが8年以上あれば推計上問題ない⇒10年回帰とする)

RegARIMAモデルの係数をどの期間で計測するかは、季節調整値の特性に直接影響する要素である。この回帰期間をあまりに長くとりすぎると、最近の構造変化を季節調整に迅速に反映できなくなる。例えば、日本では週休2日制が徐々に普及してきたが、これが普及する以前まで回帰期間に含めると、土曜日の効果は、休日よりはウィークデイに近い性格が強まってしまう。したがって、最近の状況を的確に捉えるためには、回帰期間を短くするのがよい。しかし、一方で、あまりに回帰期間を短くしすぎると、推計結果が不安定になってしまうという悪影響が生じる。

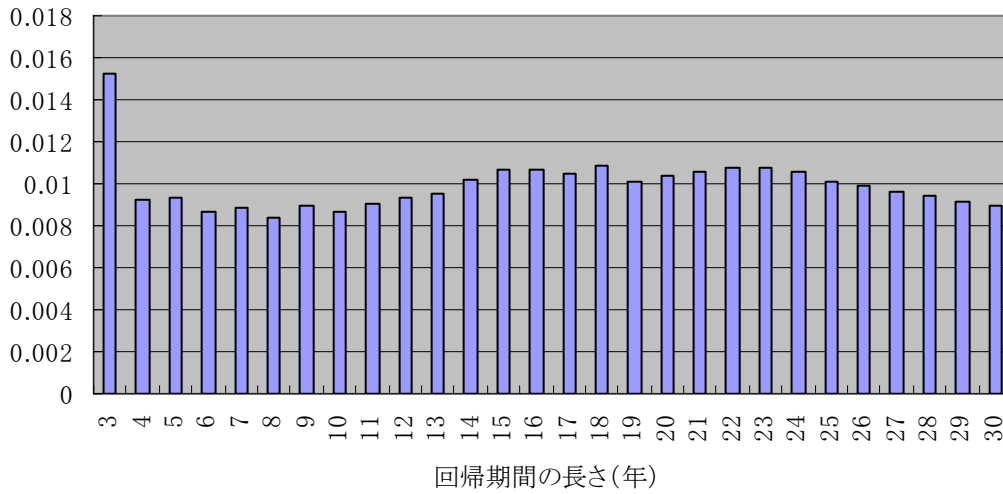
本研究では、職業安定業務統計を使ってシミュレーションを行い、どの程度回帰期間を短くすると外挿予測誤差が拡大するのかを調べた。RegARIMAモデルは前項で設定されたものを用いた。その結果、新規求職申込件数、新規求人数、有効求職者数、有効求人数では、誤差が拡大するのは回帰期間の長さが5年以下の部分であり、就職件数でも7年以下で誤差が拡大するに過ぎないことが分かった(図表2-3-1)。したがって、回帰期間の長さが8年以上あれば推計上特段の問題を生じないと判断される。そこで、本研究の設定が仮に実用化された場合の実務上の利便性を考え、区切りのいいところで、回帰期間の長さを10年にとすることとする。

図表 2-3-1 回帰期間の長さによる外挿予測誤差の比較
(回帰期間の長さが8年程度以上あれば精度に問題ない)

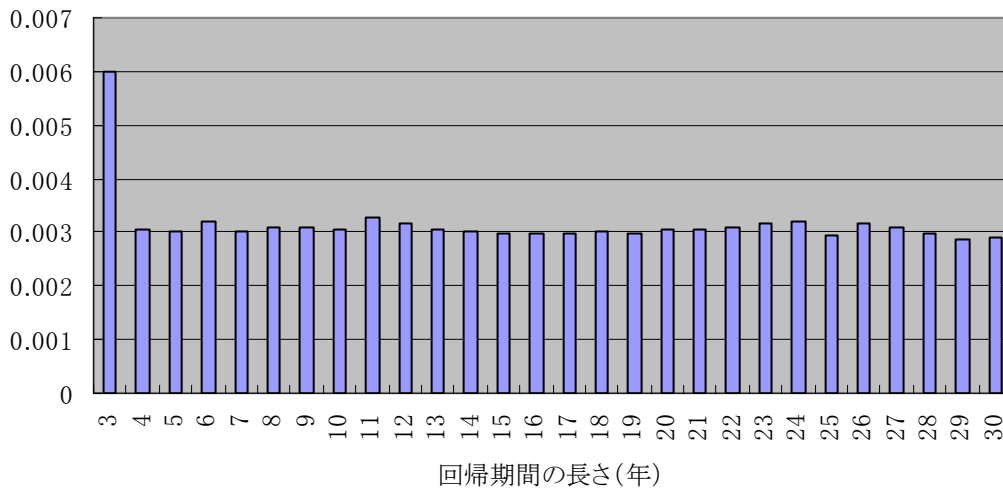
新規求職申込件数の平均平方誤差率(1-12か月予測平均)



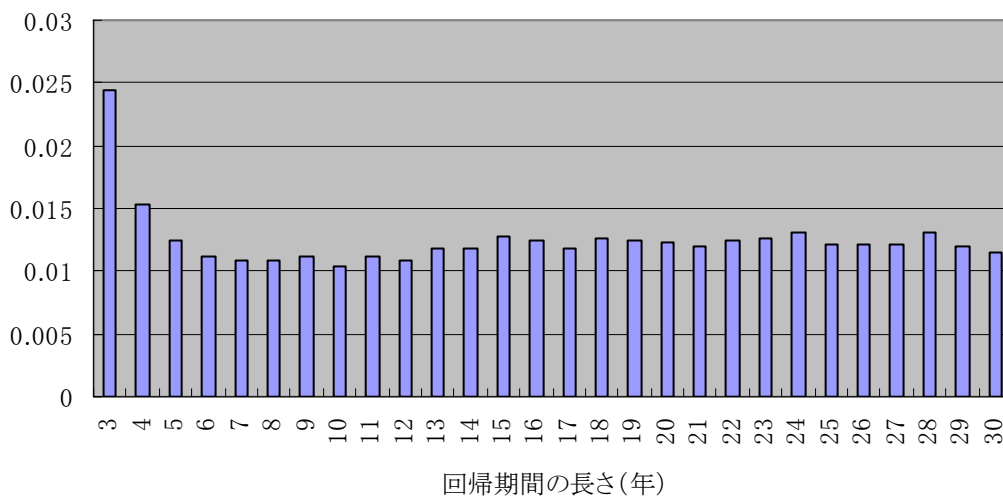
新規求人数の平均平方誤差率(1-12か月予測平均)



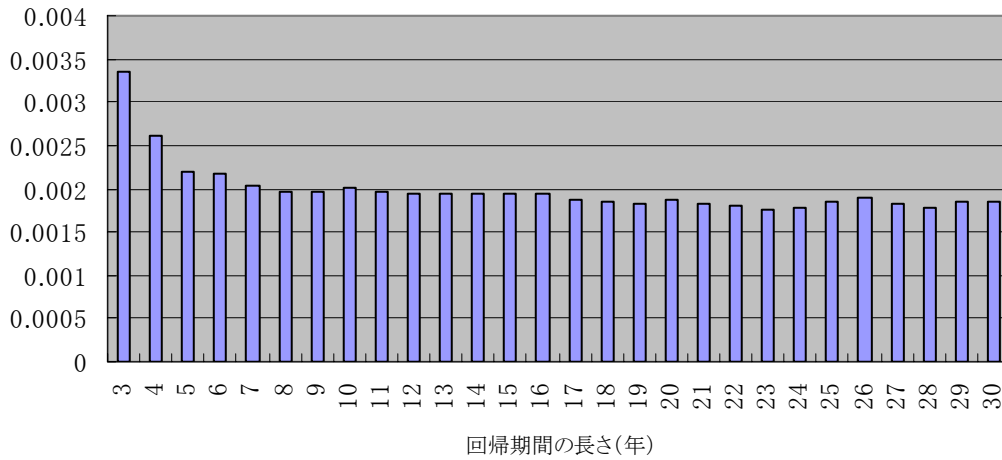
有効求職者数の平均平方誤差率(1-12か月予測平均)



有効求人数の平均平方誤差率(1-12か月予測平均)



就職件数の平均平方誤差率(1-12か月予測平均)



(注) 3年から30年までのそれぞれの長さの回帰期間について、データの終了月を1996年1月から2003年12月まで1か月ずつずらした96のケースで計測を行った。さらに、それぞれのケースについて、1か月先の予測、2か月先の予測、・・・、12か月先の予測を行い、下のように算定される外挿予測誤差率の平方の全ケース(データ終了月96ケース×予測スパン12ケース=合計1,152ケース)に渡る平均をとった。
 外挿予測誤差率 = (予測値 - 実績値) / 実績値

(2) 予測期間の長さ

RegARIMAモデルの長所のひとつに、データの末端部分に予測値を使うことにより移動平均の性能を向上できることがある。しかし、誤差が大きいモデルでは、予測値を使うことによりかえって性能が低下することもある。予測値を使うかどうか、また、使うとき予測期間の長さをどう設定したらよいか、といったことは実際のデータに即して判断しなければならない。

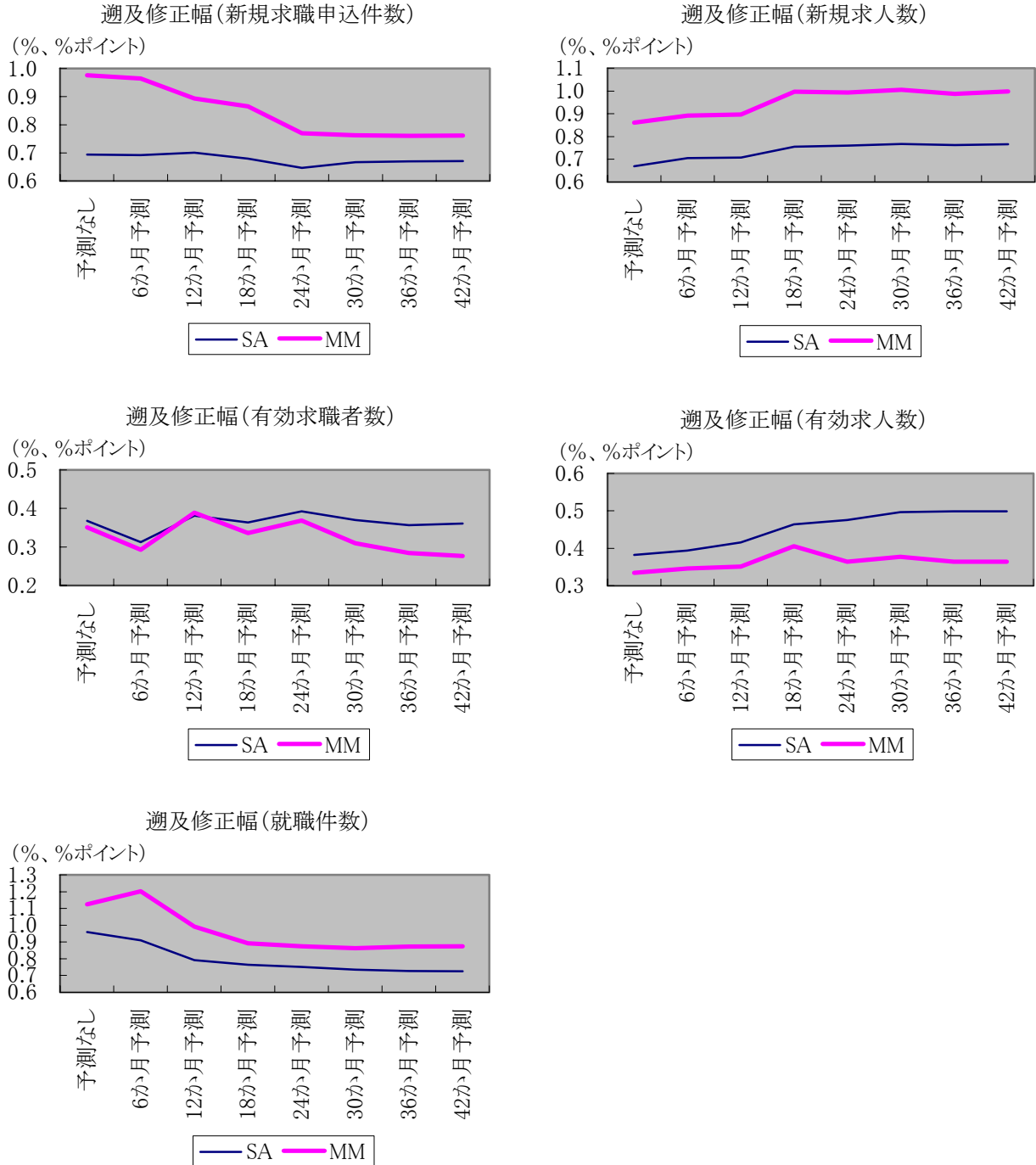
本研究では、季節調整値の安定性をよりどころに予測期間の長さを設定することとした。すなわち、データを1年分追加したときの過去1年間の遡及修正幅をみることにした。遡及修正幅としては、季節調整値の水準自体の修正幅(SA)と対前月比の修正幅(MM)をシミュレーションで推計した。ただ、判定には、実際の場面で使われることが多い前月比の修正幅(MM)の方を重視した。

推計結果から、新規求職申込件数、有効求職者数及び就職件数については長期の予測が優良であり、一方新規求人数と有効求人数については予測値を使うことにより遡及修正幅がかえって拡大することが分かった。そこで、前者の3系列については42か月予測^(注39)を採用

(注39) 新オプションでは最長3×5項移動平均(3か月移動平均値をさらに5か月移動平均する)が使われる(参考資料9)。この場合、末端部分では42か月分のデータが不足する。予測期間をこれ以上延ばしても結果にあまり影響しないことから、最長予測期間を42か月に留めた。42か月分不足というのは、次の理由による。3×5項移動平均は、該当月の3年前、2年前、1年前、当月、1年後、2年後、3年後にそれぞれ0.067、0.133、0.200、0.200、0.200、0.133、0.067のウェイトを付けた加重平均と同じである。これを実行するためには、該当月の36か月後(3年後)までのデータが必要となる。3×5項移動平均の前に中心化12か月移動平均(第1章1(3)の手順1)が行われるため、さらに前後6か月延長したデータが必要になる。したがって、最新月では、36+6=42か月のデータが不足する。厳密にはヘンダーソン移動平均等のためにもっと不足するが、大きな影響はない。

し、後者の2系列については「予測なし」を採用することとした。

図表 2-3-2 データの1年追加にともなう遡及修正幅



(注) データが1年分追加された場合の過去1年間の季節調整値の修正幅をグラフにした。それぞれの長さについて、データ終了月を1994年12月から2003年12月まで1年ずつずらした10のケース、合計120か月(10年×12か月)について計測した。

SA 修正増減率の絶対値の平均 (%)

MM 対前月増減率の修正増減幅の絶対値の平均 (%ポイント)

例えば、2003年12月までのデータで計算した2003年1月から2003年12月までの季節調整値と、2004年12月までのデータで計算した2003年1月から2003年12月までの季節調整値とを比較して、2003年の12か月分の修正幅とした。

4 結果

(1) 選択されたオプション

以上の検討作業の結果、次のオプションが選択された。

図表 2-4-1 選択されたオプション

	新規求職申込 件数	新規求人数	有効求職者数	有効求人数	就職件数
稼働日調整	JpDays	JpDays	JpDays	JpDays	JpDays
レベルシフト	ls1975.4	ls1975.4	ls1975.4	ls1975.4	ls1975.4
閏年補正	Rescale	Rescale	行わない	行わない	Rescale
ARIMA モデル	(2 1 0)(0 1 1)	(0 1 6)(0 1 1)	(2 1 0)(0 1 1)	(5 1 0)(0 1 1)	(0 1 2)(0 1 1)
回帰期間の長さ	10 年	10 年	10 年	10 年	10 年
計算期間の長さ	全期間	全期間	全期間	全期間	全期間
予測期間の長さ	42 か月	0 か月	42 か月	0 か月	42 か月

- (注) 1) JpDays とは、各月の祝日数及び曜日別日数から作成される 8 個の変数の総称。
 2) ls1975.4 は、次の値をとる変数。1975 年 4 月は、雇用保険法が施行された月。
 1975 年 3 月以前 -1
 1975 年 4 月以降 0
 3) Rescale とは、データに事前に次の変換を施すこと。
 閏年の 2 月 $Y_t = (28.25/29) Y_t$
 閏年以外の 2 月 $Y_t = (28.25/28) Y_t$
 その他の月 $Y_t = Y$
 4) 回帰期間とは、稼働日調整及び ARIMA モデルの係数の推計に使用されるデータの期間。
 5) 計算期間とは、季節調整値の算定に使用されるデータの期間。これは、季節調整値の出力期間と同じ。
 6) 予測期間とは、最新データの付近で移動平均を実行するときに用いられる予測値の計算期間。
 7) X-12-ARIMA で用いられる X-11 機能については、標準オプションを採用する。

いくつか補足する。

(レベルシフト)

5 系列すべてにおいて、1975 年 4 月を境にする断層が有意だった。そこで、この断層を表現するレベルシフト変数 ls1975.4 を RegARIMA モデルに加えた。1975 年 4 月は、雇用保険法が施行された月なので、これが求人・求職等の動向に影響を与えたものとみられる。

沖縄が日本に復帰したことに伴い、厳密には 1972 年 4 月からのデータにも断層が存在する。しかし、断層の存在を検定したところ、新規求職申込件数、新規求人数、有効求職者数、就職件数においては有意でなく、また、有効求人数では有意だが影響が小さいことが判明した。このため、有効求人数を含めすべての系列で、沖縄復帰に関して特段のレベルシフト変数を導入しないこととした。

なお、X-12-ARIMA には、断層の存在を自動的に検出して説明変数に追加する機能がある。しかし、季節調整値が予期しない振る舞いを示すことを避けるため、この自動検出機能

を使わないこととした。

(計算期間)

回帰期間が RegARIMA モデルを推計する期間なのに対して、計算期間は、移動平均による季節調整を実行する期間である。

回帰期間に対応する直近 10 年の季節調整値を得るためには、末端部の移動平均を考慮して、14 年程度の長さの計算期間を指定すれば十分である。ただ、①計算期間を過去に延ばしても直近の季節調整値にほとんど影響しないこと、②計算期間の長さを特定の年数に固定するにはスペックファイル（オプションを指定するファイル）の該当部分を毎年変更する煩雑さがあること、を考慮して、省力化のため計算期間を全期間とした。

職業安定業務統計は、原則として 1963 年 1 月から利用できるのもので、「全期間」の指定は、原則として 1963 年 1 月から直近データまでの季節調整を実行することを意味する。

(X-11 機能のオプション)

現行公表値では、X-11 機能で次の標準でないオプションを使っている（参考資料 9 の 2）。

- ① 移動平均項数 3×1
- ② 特異項管理限界 1.6、2.6

移動平均項数については、季節調整値の安定性を考慮して（後出（2）参照）、今回は標準オプションを採用することとした。また、特異項管理限界については、標準オプション（1.5、2.5）との差異がわずかであること、さらに、今回、稼働日調整を取り入れたことにより不規則要素(I)の性格が従来のもので大きく変わっており、従来の特異項管理限界は参考にならないことから、煩雑さを避けるために今回は標準オプションを採用した。

(2) 現行公表値との比較

新しいオプションによる季節調整値を現行の公表季節調整値と比較してみる（図表 2-4-2～図表 2-4-8）。

(稼働日要因の変動が除去された)

最近 3 年を拡大した図（各ページ上段）をみると、新規求職申込件数、新規求人数、及び就職件数で稼働日要因の変動が顕著に改善している。現行公表値では新規求職申込件数における稼働日要因の変動が新規求人より大きいことから、新規求人倍率では稼働日の多い月に倍率が高くなるという逆サイクルの動きを示している。この新規求人倍率の動きも、新オプションでは解消している。

有効求職者数と有効求人数については、現行公表値がもともと滑らかだったことから、新規の系列ほど顕著でないが、これも改善がみられる。ただ、有効求人倍率については、現行

公表値と新オプションであまり差がみられない。

長期時系列でみると、とくに近年、新オプションの方がグラフが滑らかで傾向を読みとりやすくなっているのが分かる（各ページ中段）。

以上のことは、パワースペクトル^(注40)によっても確認できる（各ページ下段）。多くの系列で、曜日構成による変動を示す 0.348、0.432、0.304 の周波数のピークが、新オプションでは消えている。また、パワースペクトルの全体的な水準が、新オプションでは現行公表値より下に位置している。これは、新オプションの方が全体的に滑らかな動きになっていることを示している^(注41)。

（長期の過去には乱れも）

ただ、就職件数について顕著なように、長期の過去については、新オプションの方が数値が乱れている（図表 2-4-8 中段）。回帰期間を最近 10 年に限ったため、長期の過去については当時の現状にそぐわない「稼働日調整」が行われてしまったことが、これの一因として考えられる。

このような不都合を解消するため、新オプションの実際の運用に当たっては、後出の「6 年以前固定方式」を採用することが考えられる。

（遡及修正は縮小）

職業安定業務統計の現行の公表方式では、各月の発表時にまず予測季節要素によって計算された季節調整値が発表される。そして、翌年 1 月分の発表時に、12 月までのデータから計算された季節調整値で第 1 回目の修正がなされる（図表 2-4-9）。その後毎年、1 月分の発表時に同様の修正がなされていく。

通常、最も修正幅が大きいのが第 1 回目の修正である。そこで、新オプションの第 1 回目の修正幅を現行公表値と比較してみる（図表 2-4-10）。SA が水準自体の修正幅で、MM が前月比の修正幅である。SA、MM のいずれでみても、7 系列すべてで新オプションの修正幅の方が小さいことが分かる。すなわち、新オプションの方が結果の安定性が高い。

なお、予測季節要素を使わない同時調整（Concurrent Adjustment：毎月季節調整プログラムを動かして再計算する）の方法で同様の修正幅をみると、すべての系列でさらに縮小している。遡及修正幅を縮小する目的からは、オプションの見直しだけでなく、公表方法の見直しも有効なのである。

(注40) 図表 2-4-2～図表 2-4-8 では、季節調整値を対数変換して前月差をとった系列のパワースペクトルを対数変換して示してある。計測期間は、1997 年 1 月から 2004 年 12 月までの 8 年間。

(注41) 一般に、 x_t を離散定常系列として σ^2 をその分散、 $p(\omega)$ をそのパワースペクトルとすると、

$$\sigma^2 = 4\pi \int_0^{0.5} p(\omega) d\omega$$

の関係がある (Priestley[5])。すなわち、分散が小さい系列ほどパワースペクトルが平均的に小さい。

(移動平均項数変更の効果)

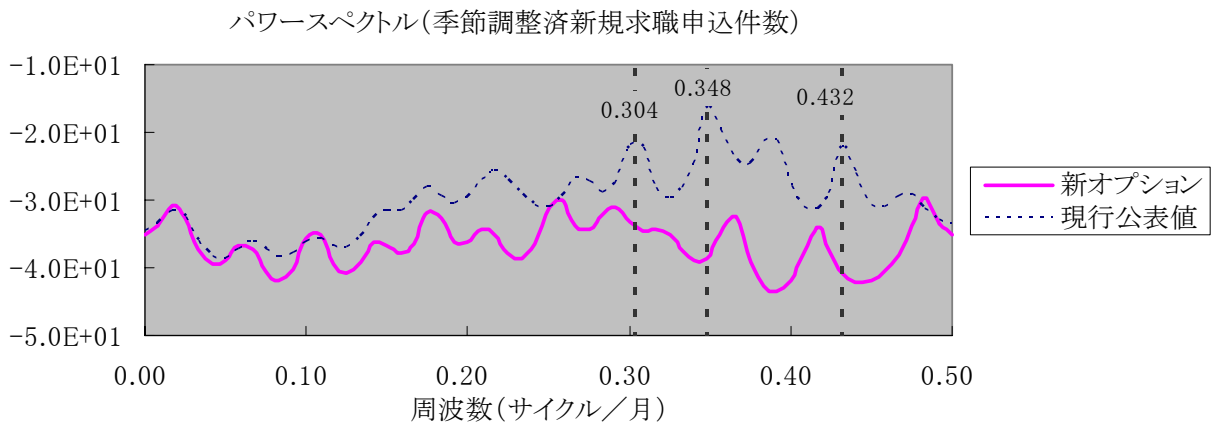
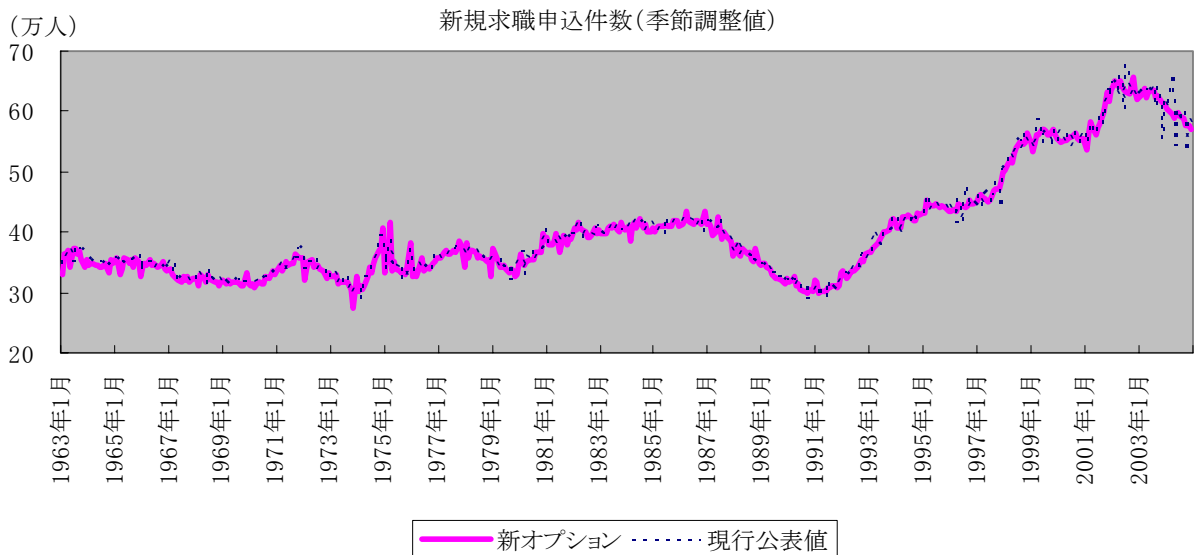
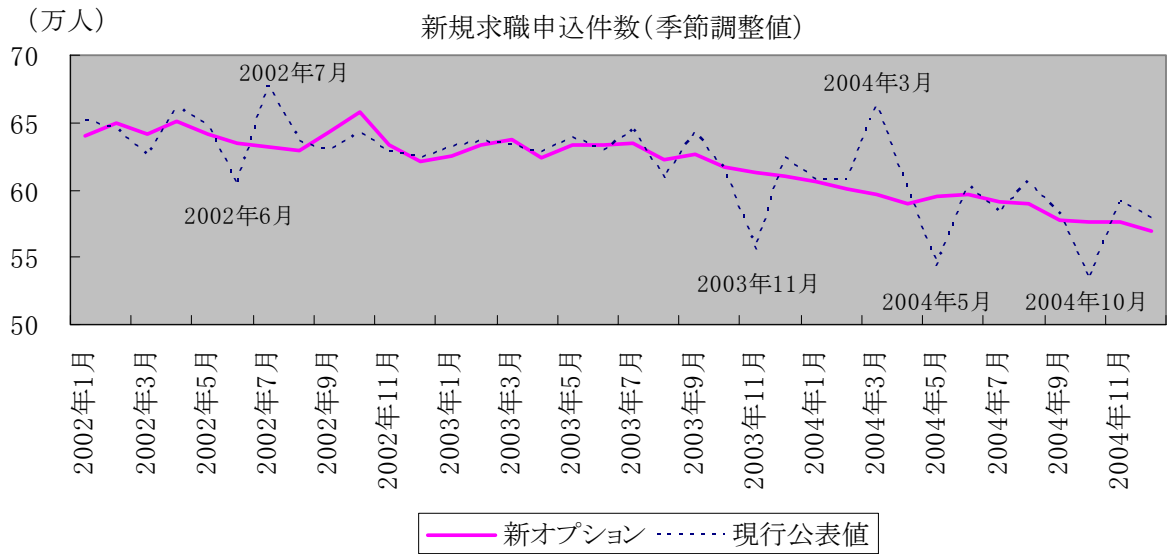
新オプションで修正幅が縮小したことについては、移動平均項数を変更したことの効果も大きい。

現行公表値では、季節要素×不規則要素 (S×I) から季節要素 (S) を抽出する過程 (第1章1(3)の手順3) で3項移動平均という極めて短い移動平均を用いている。一方、新オプションでは、X-12-ARIMAの標準オプションである3×3項ないしは3×5項の移動平均(3項移動平均したものをさらに3項ないし5項移動平均する)を用いている(参考資料9の2)。別途、現行の季節調整方法で移動平均項数を上記のように見直しただけのもの(RegARIMAモデルを使わないもの)を調べてみたところ、それでもかなりの遡及修正幅縮小が確認された。

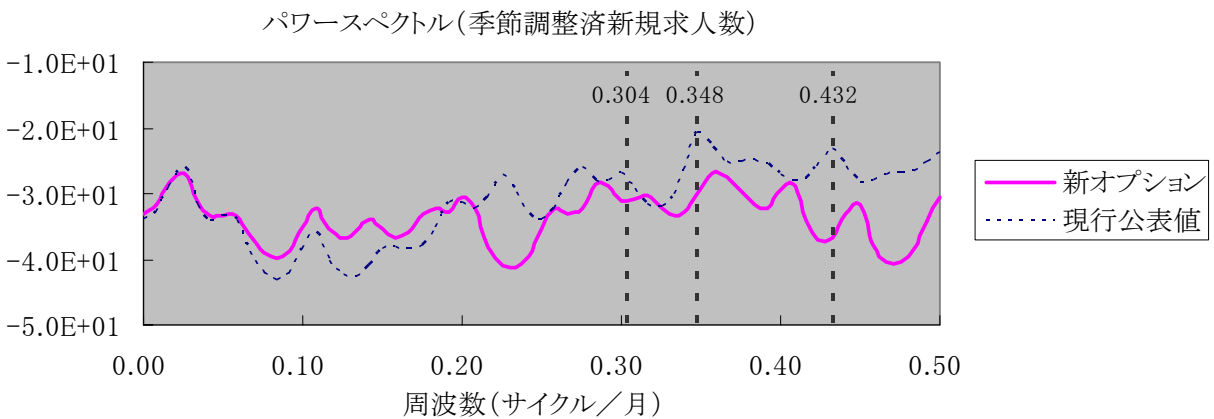
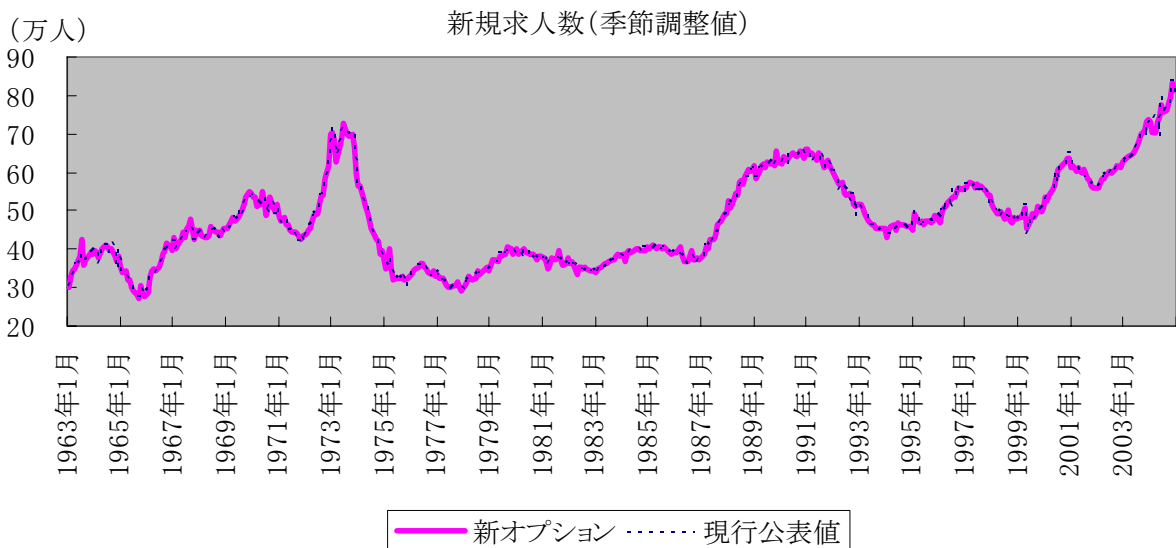
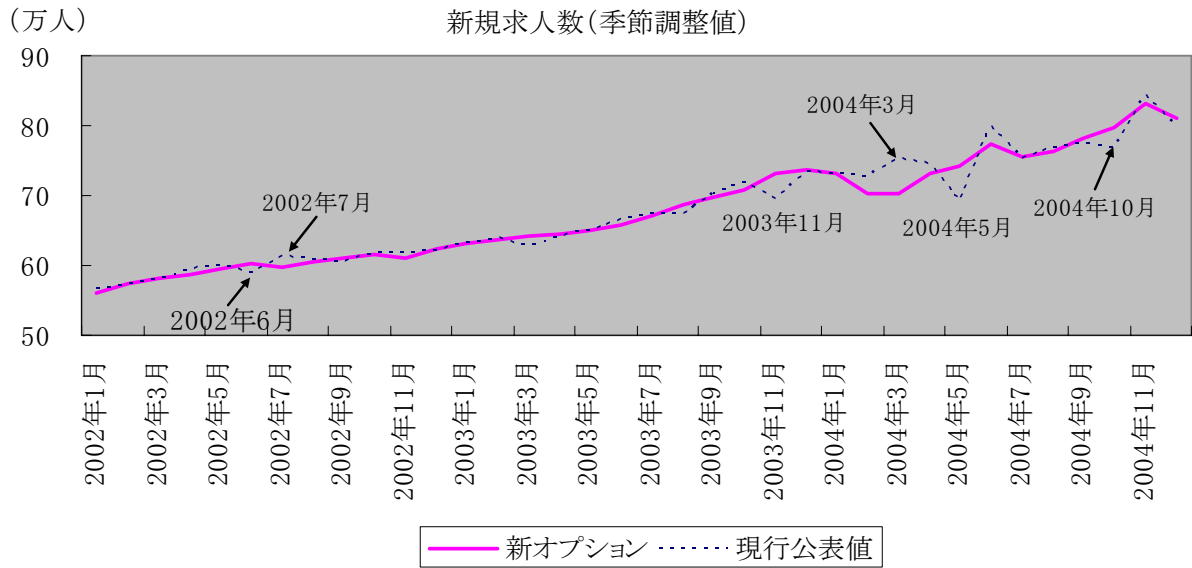
現行の短い移動平均は、雇用保険法の施行等制度の変更にもなう特異な動きを季節要素の変動として捉える傾向が強く、結果的に滑らかな季節調整値が得られるが、一方で安定性が損なわれる可能性がある。新オプションでは、移動平均項数が長くなったことで、多少ごつごつした季節調整値になる効果^(注42)があるが、安定性は向上する。なお、もし滑らかなデータが必要なら、移動平均項数を短くするのではなく、X-12-ARIMAで出力される趨勢循環要素(C)を使うのが良い。

(注42) ただし、新オプションでは、稼働日要因を除去しているため、この効果により全体としてはむしろ現行公表値より滑らかになっている。すなわち、①移動平均項数を長くした効果(滑らかさ低下)、②稼働日要因を除去した効果(滑らかさ向上)のうち、実際には②の効果が勝っている。

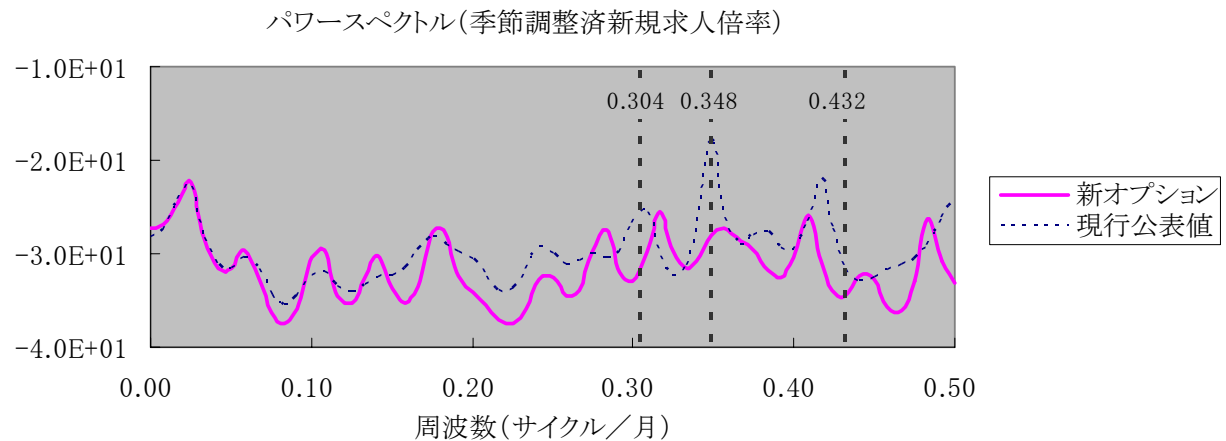
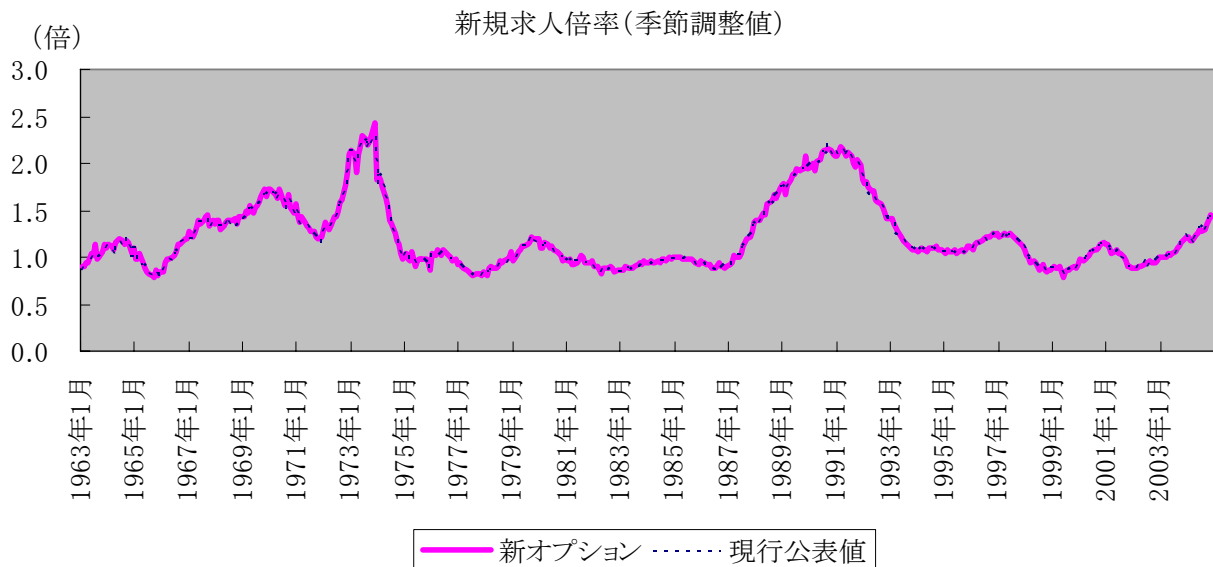
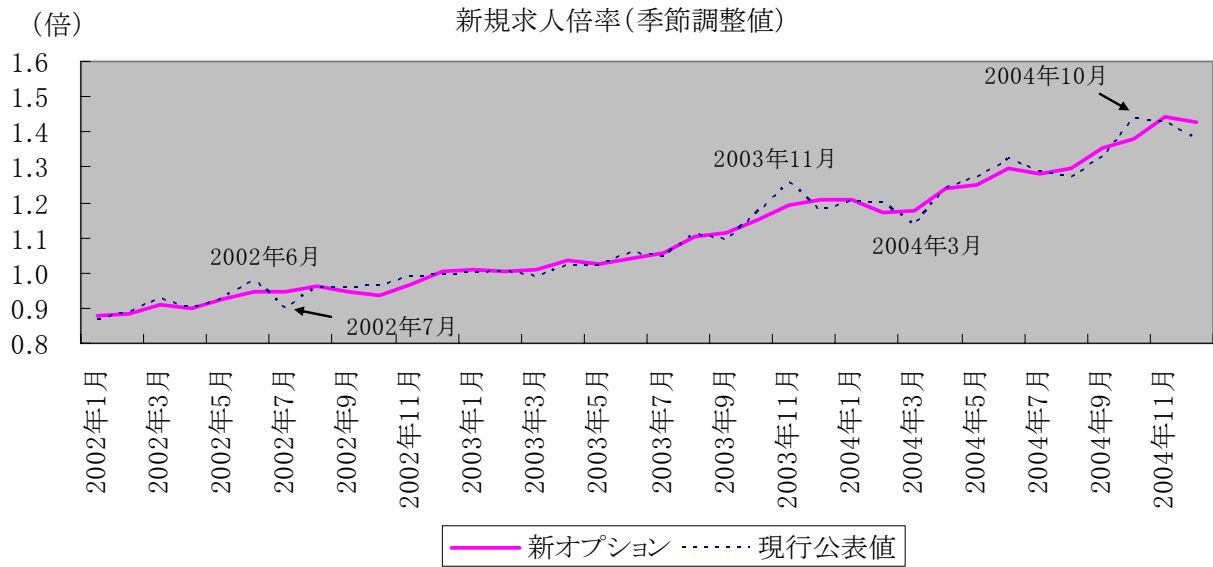
図表 2-4-2 新オプションによる新規求職申込件数



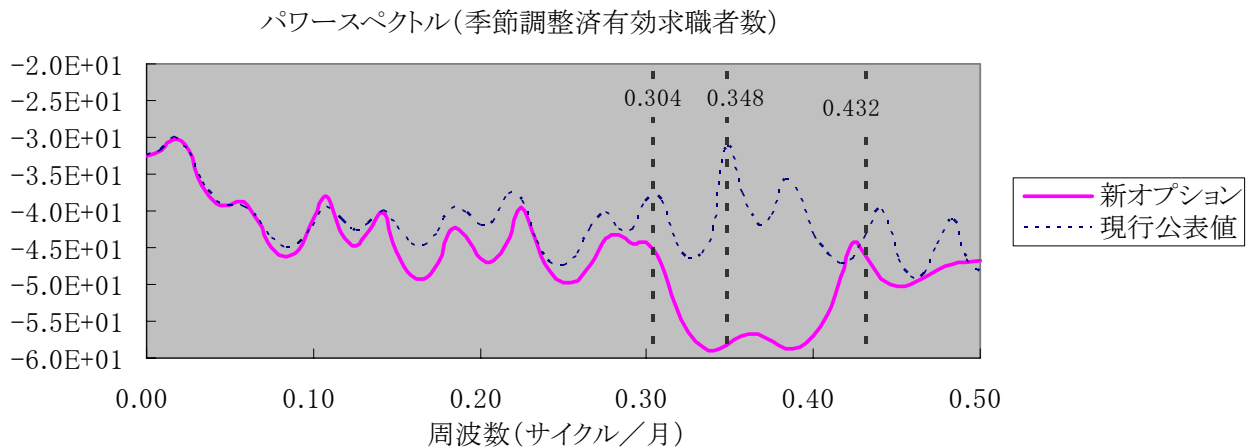
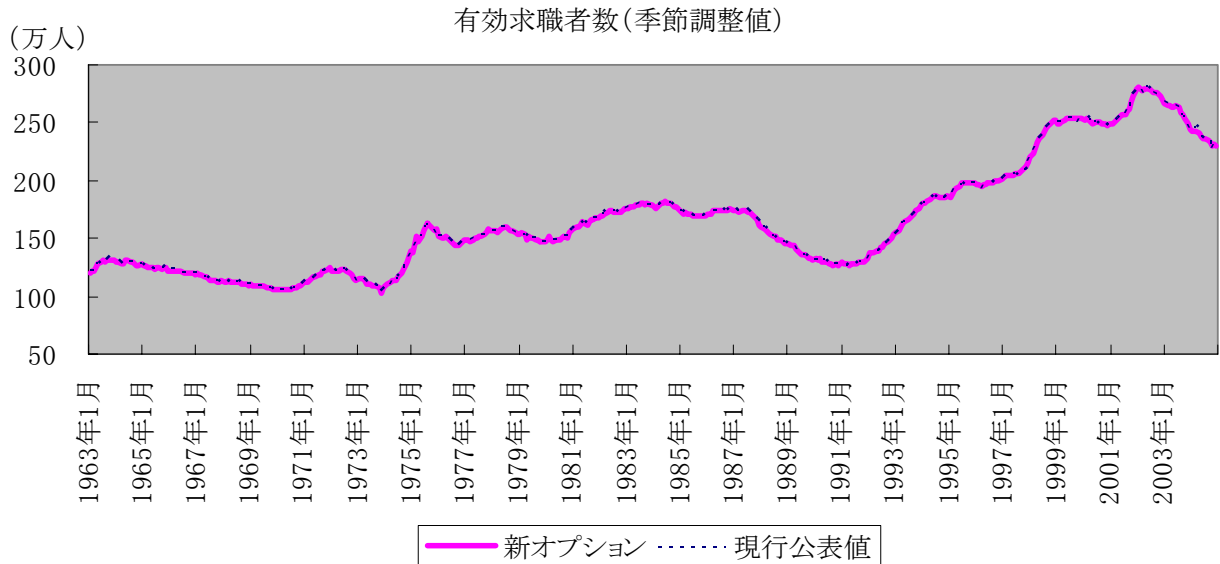
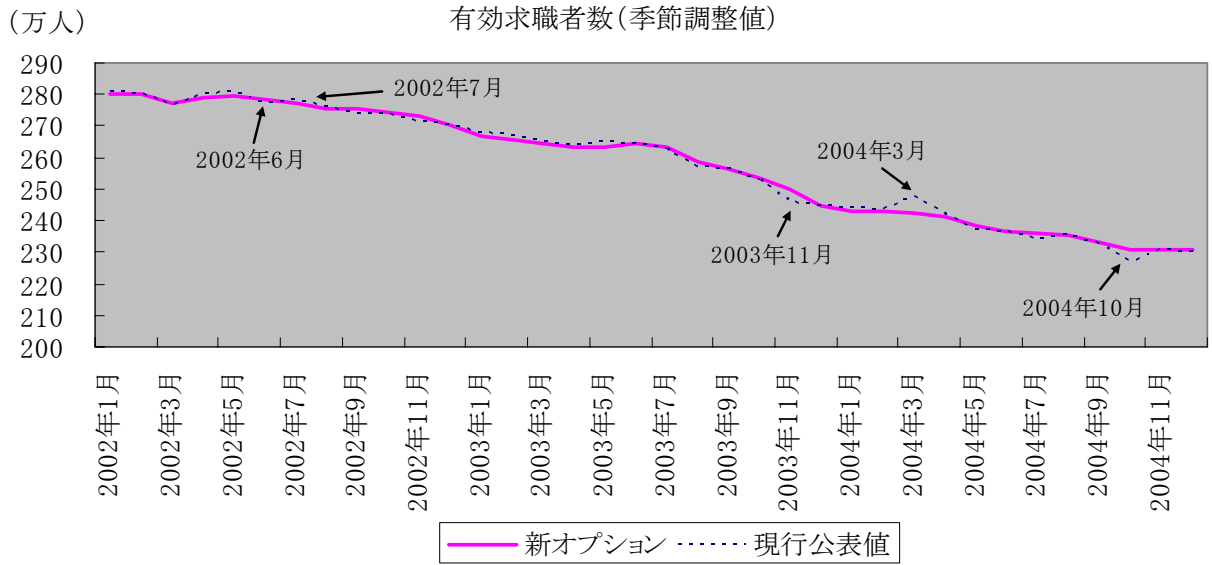
図表 2-4-3 新オプションによる新規求人数



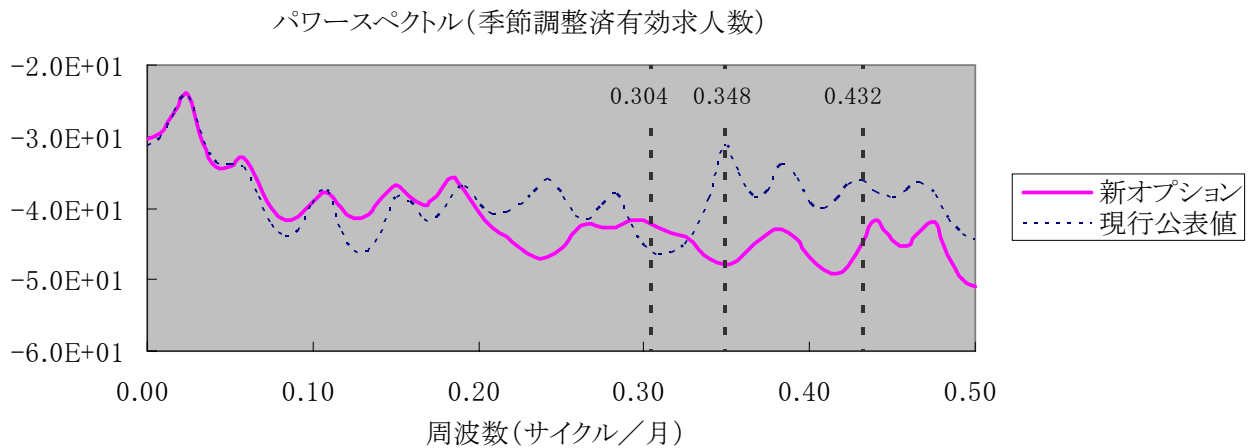
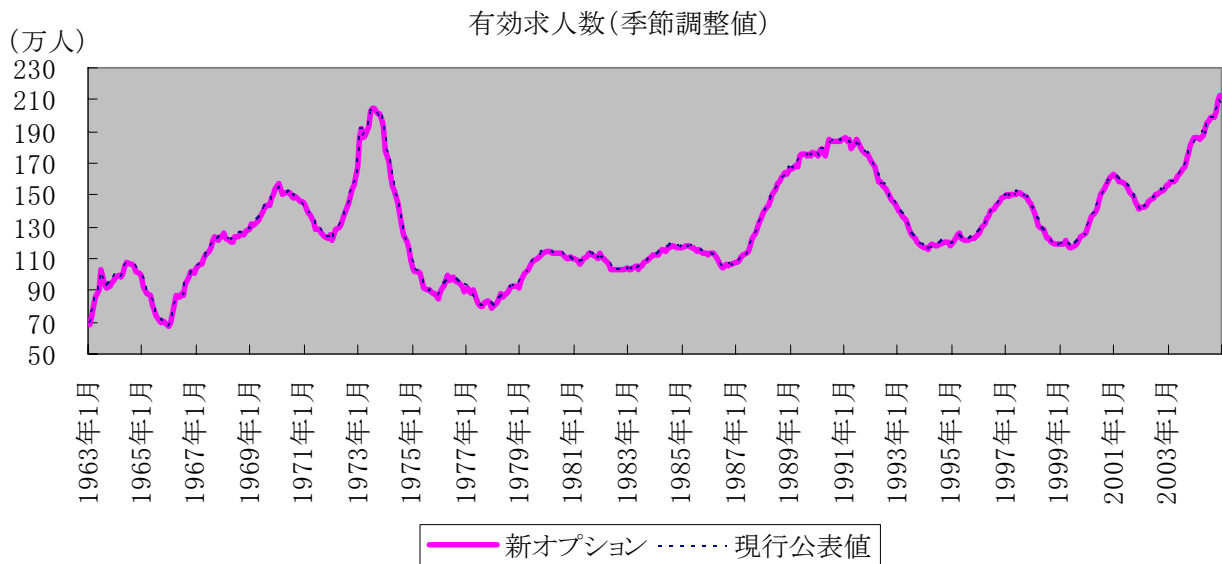
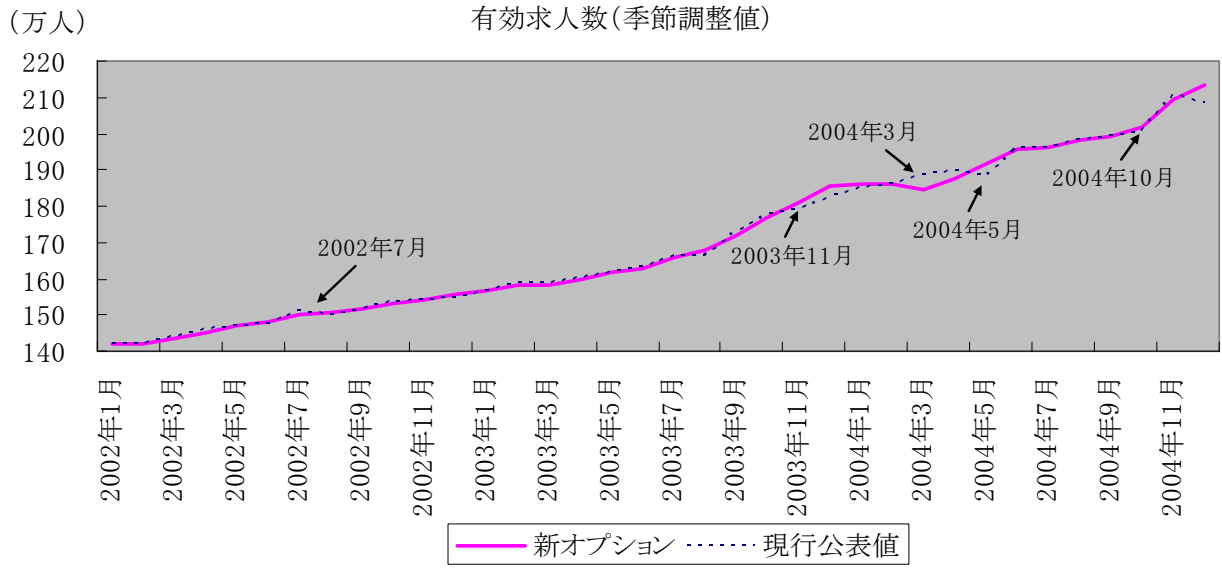
図表 2-4-4 新オプションによる新規求人倍率



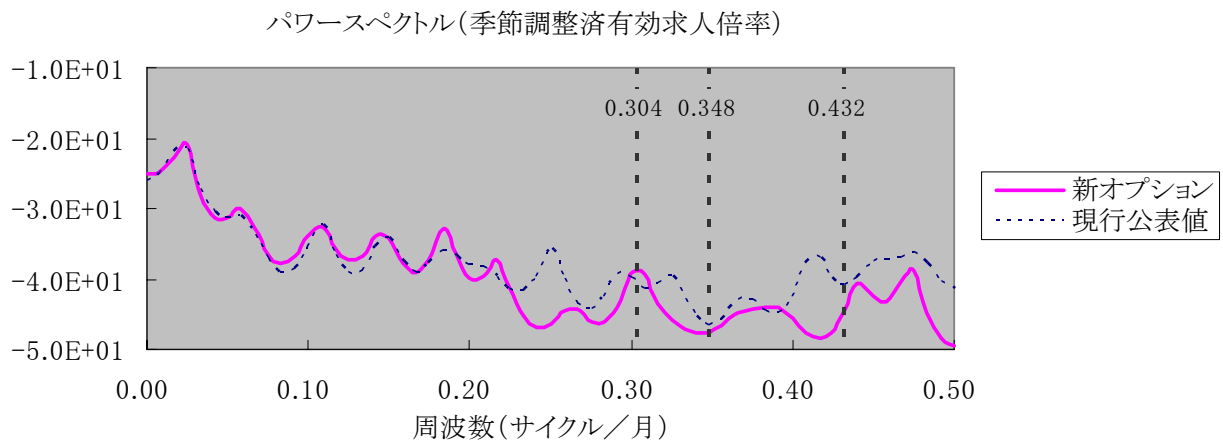
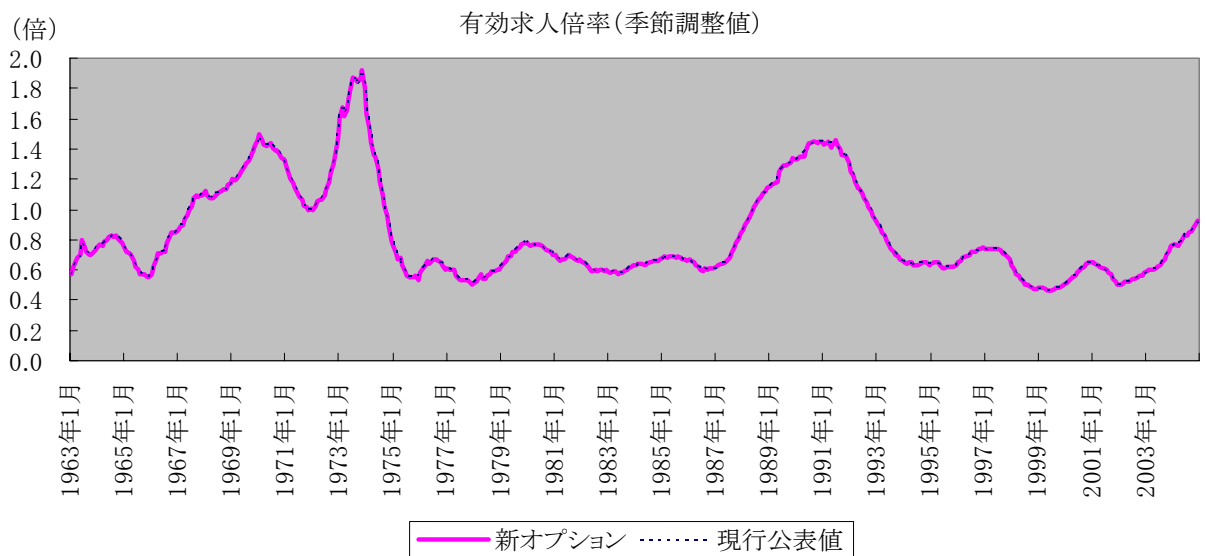
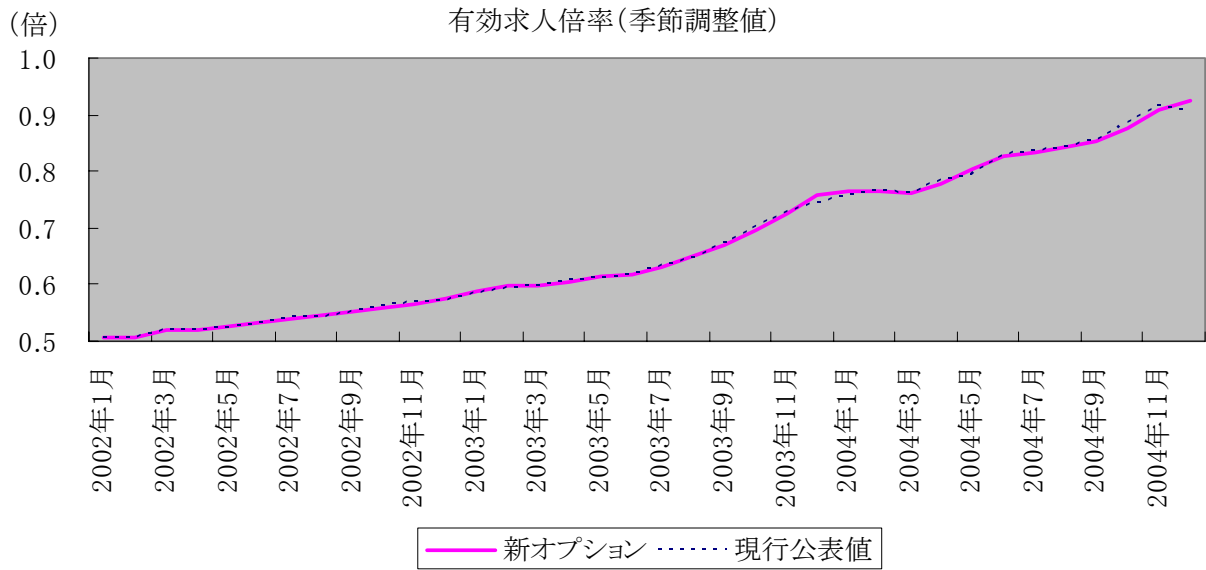
図表 2-4-5 新オプションによる有効求職者数



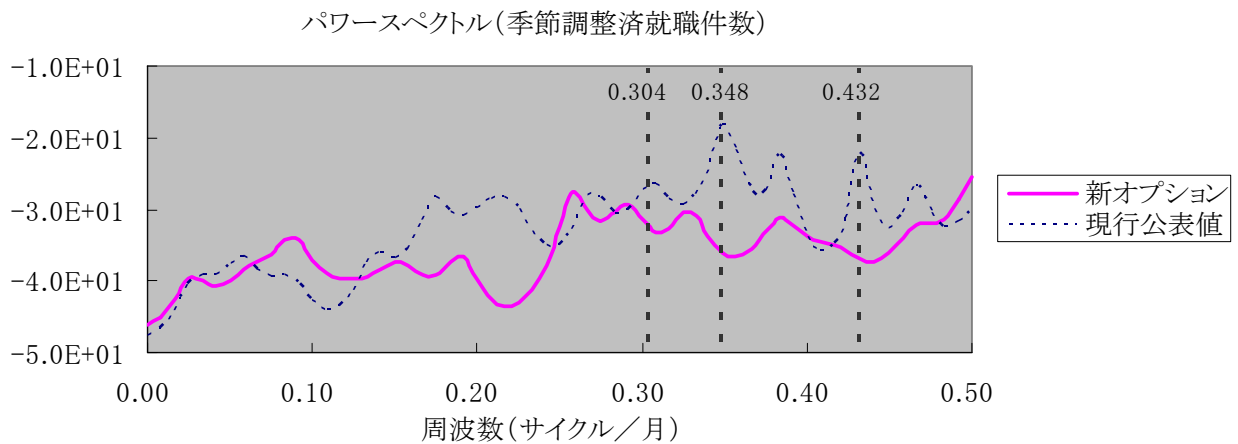
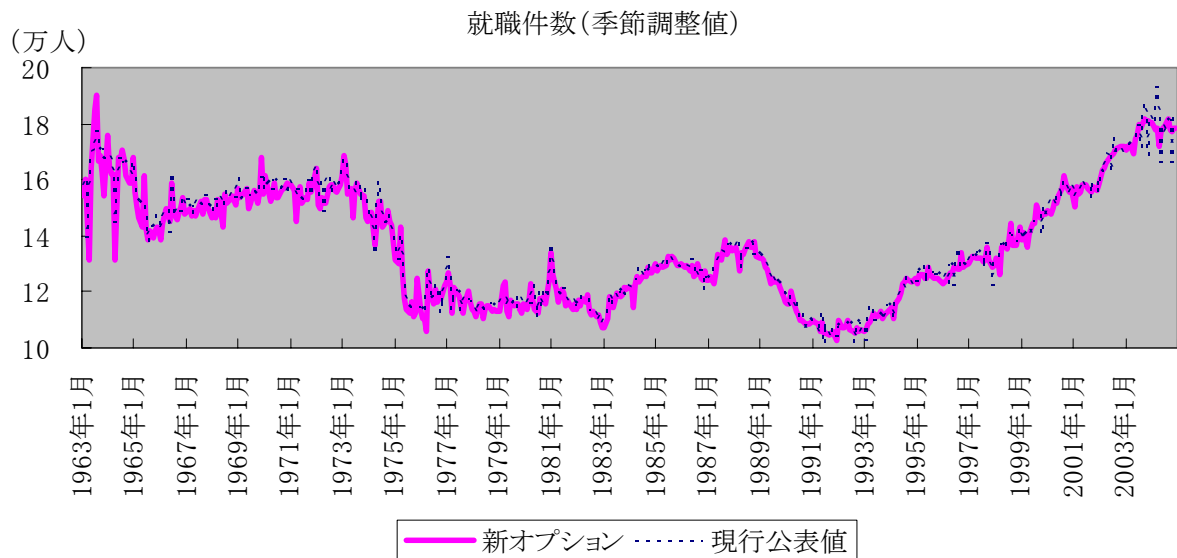
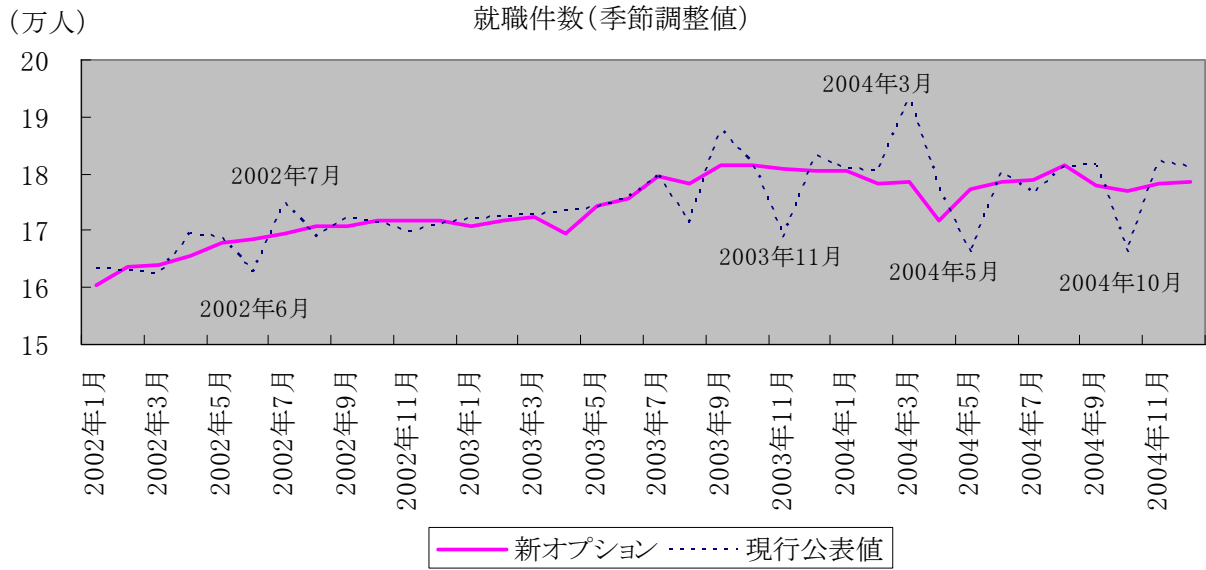
図表 2-4-6 新オプションによる有効求人人数



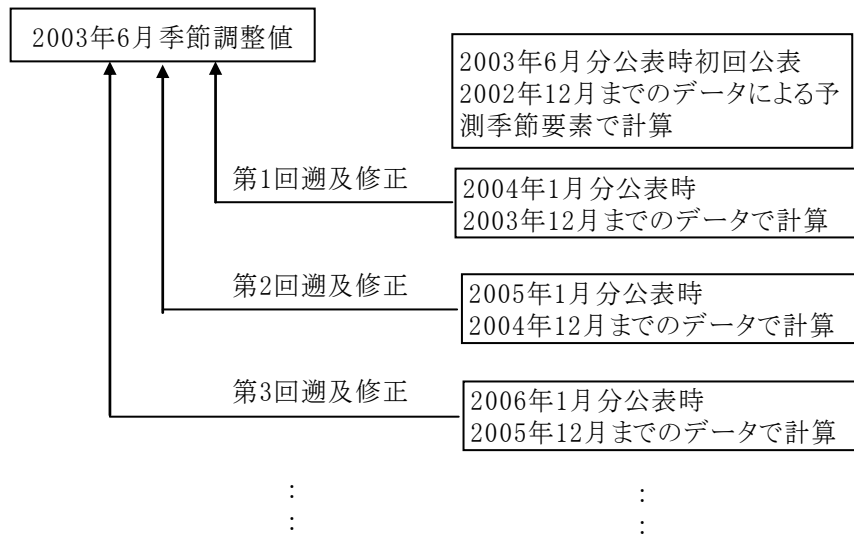
図表 2-4-7 新オプションによる有効求人倍率



図表 2-4-8 新オプションによる就職件数

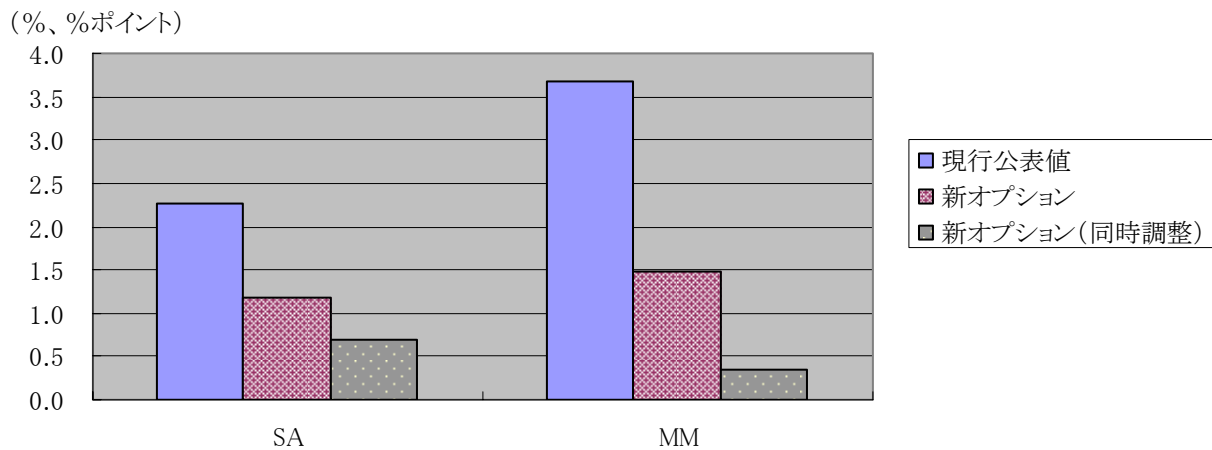


図表 2-4-9 遡及修正の繰り返し（2003年6月分の例）

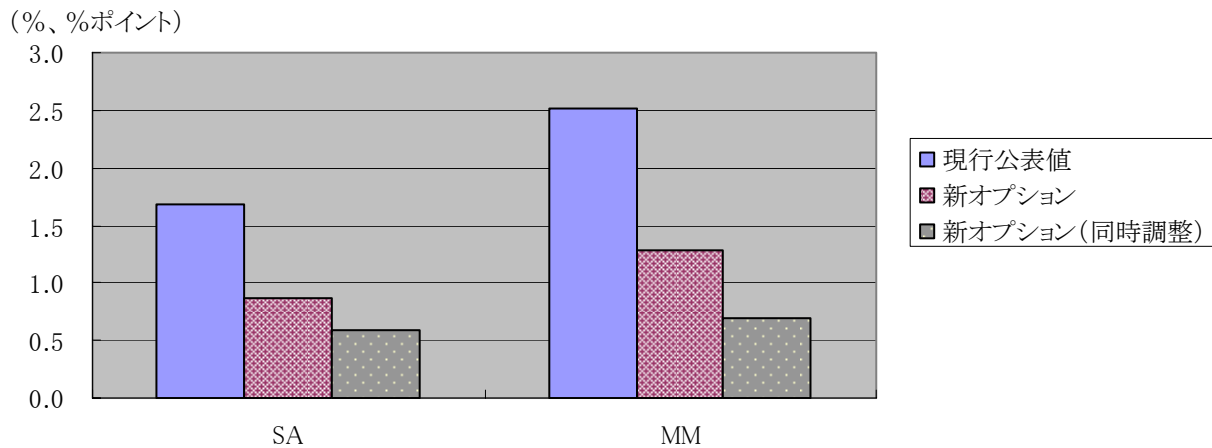


図表 2-4-10 新オプションによる第1回目の遡及修正幅

遡及改正幅(新規求職申込件数)

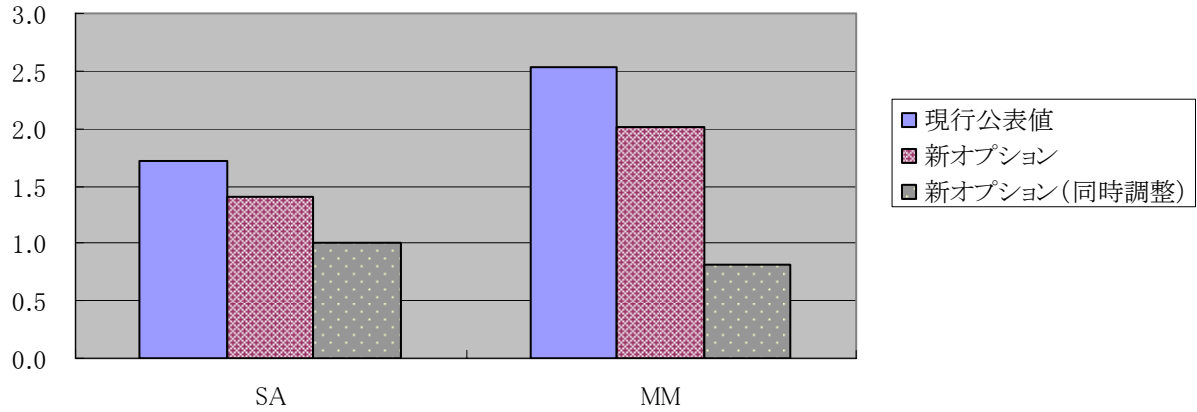


遡及改正幅(新規求人数)



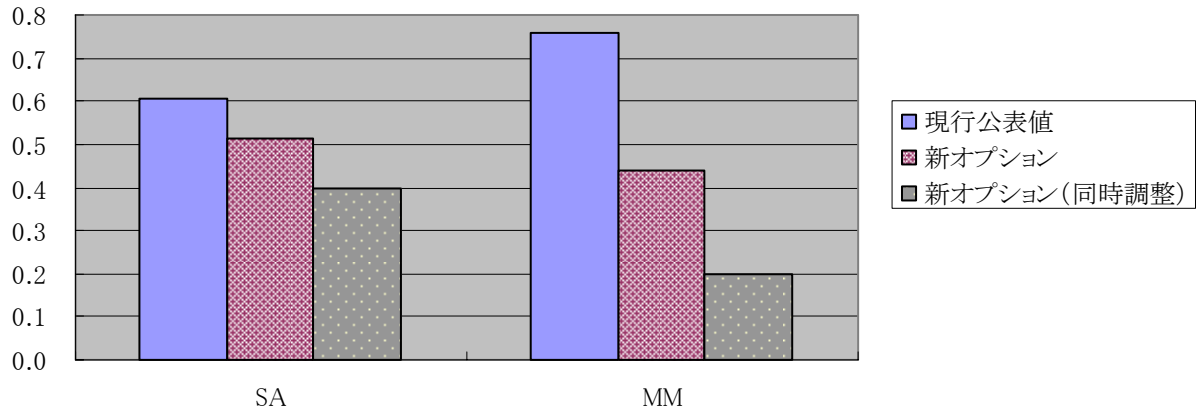
遡及改正幅(新規求人倍率)

(%、%ポイント)



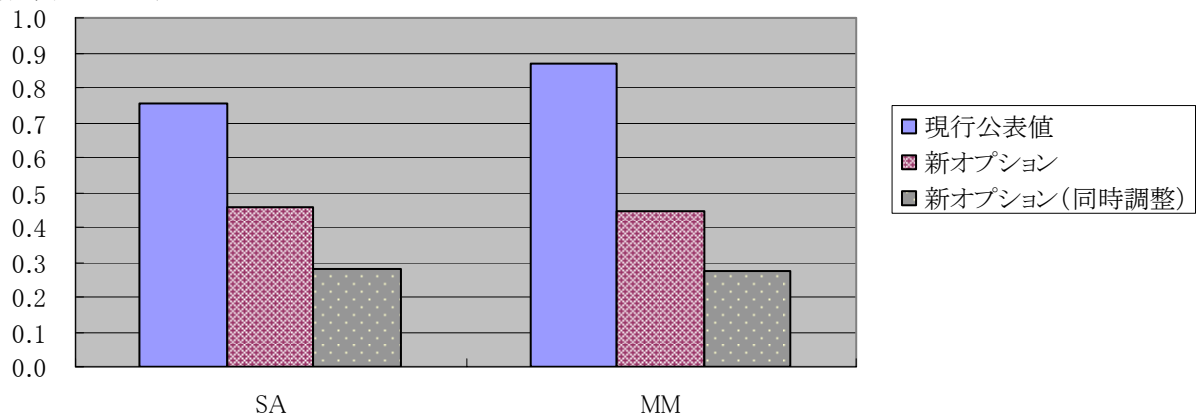
遡及改正幅(有効求職者数)

(%、%ポイント)

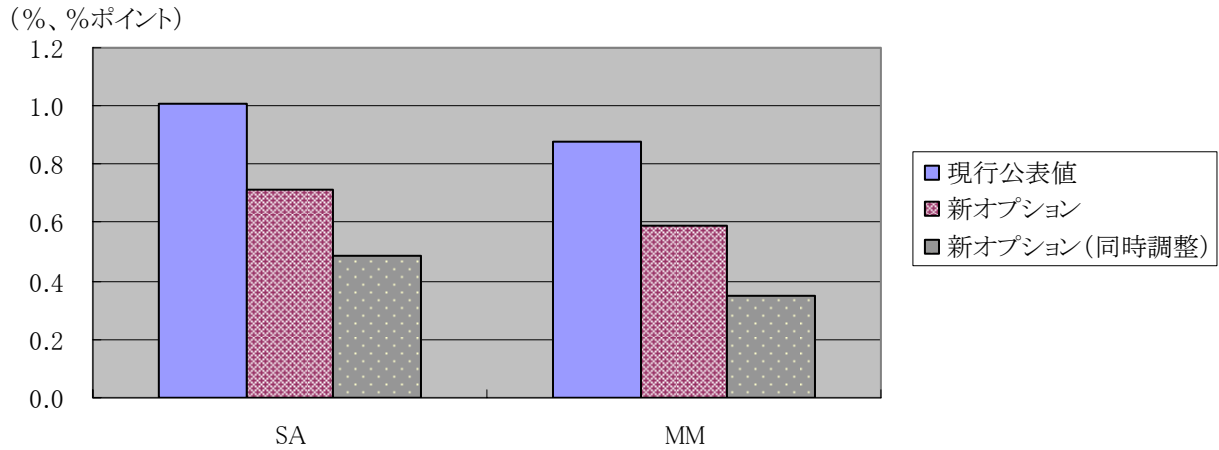


遡及改正幅(有効求人人数)

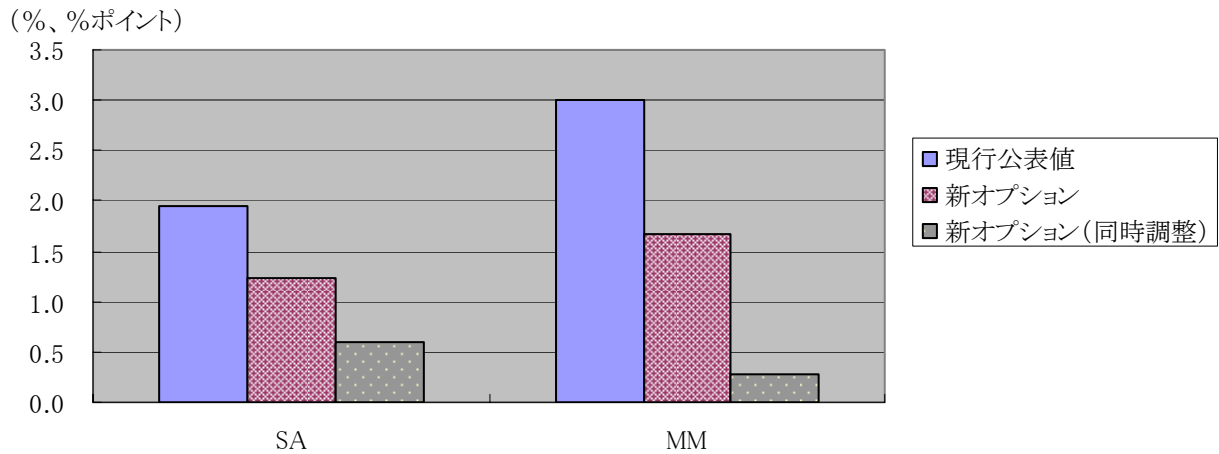
(%、%ポイント)



遡及改正幅(有効求人倍率)



遡及改正幅(就職件数)



(注)「現行公表値」と「新オプション」は、予測季節要素を使う現行の公表方式によるものである。1996年1月分発表時の前年12か月間(1995年1月分～12月分)の修正から、2005年1月分発表時の前年12か月間(2004年1月分～12月分)の修正まで、合計120か月(10年×12か月)について計測した。

「新オプション(同時調整)」は、同時調整(Concurrent Adjustment:毎月本当の季節調整を実行する)方式によるものである。上と条件を合わせるため、1995年12月分発表時の当年12か月間(1995年1月分～12月分)の修正から、2004年12月分発表時の当年12か月間(2004年1月分～12月分)の修正まで、合計120か月(10年×12か月)について計測した。

SA 当初の値から修正値への増減率の絶対値の平均(%)

MM 当初の前月比から修正前月比への差の絶対値の平均(%ポイント)

第3章 都道府県データのオプション設定

この章では、都道府県データのオプションを設定し、その結果を検証する。オプションについては、全国データと同じオプションを採用することが結論付けられる。また、結果については、安定性の面で新オプションが優れていることが明らかになるとともに、稼働日要因の除去にも新オプションの効果のあることが推測される。

なお、都道府県別就職件数については、これまでデータが整備されておらず季節調整値も公表されていなかったが、本研究を契機に、厚生労働省の協力を得て労働政策研究・研修機構情報解析部において電子データを整備した^(注43)。

1 基本方針

(共通のオプション)

都道府県データは、大量の系列があることから、運用上の利便性を優先して、全都道府県で共通のオプションを用いることにする。共通のオプションを用いることにより、結果数値の都道府県間の比較解釈が容易になる、という利点もある。

さらに、とくに不都合がない限り、次の方針をとることとする。

- ① 以下の点は、全国と同じとする。
 - 説明変数に JpDays を用いること
 - 閏年補正の方法
 - 回帰期間の長さを 10 年とすること
 - X-11 機能について標準オプションを用いること
- ② ARIMA モデルについては、
 - (A) 全国と同じモデル、
 - (B) 最も単純な(0 1 1)(0 1 1)のモデル、のいずれかから選択する。

(安定的な運用を重視)

X-12-ARIMA では、最尤法のための収束計算が行われるため、まれに計算不能に陥ることがある。季節調整の現場では短期間に大量のデータを処理しなければならないので、仮に 1 系列でも計算不能に陥るものが生じると、作業に混乱を引き起こす可能性がある。したが

(注43) とくに、実際の作業にあたられた情報解析部情報解析課の蒔千亜紀氏に感謝する。

って、本研究の設定が仮に実用化された場合を考慮して、こういう可能性を極力排除しておく必要がある。

上記で単純な(0 1 1)(0 1 1)のモデルを候補としたのは、このような意図もある。単純なモデルの方が計算上の不都合を引き起こすことが少ないと考えられるからである。そのほかの面でも、都道府県別オプションの設定に当たっては、安定的な運用をとくに重視することとする。

2 ARIMA モデルの設定

(全国と同じ ARIMA モデルを採用)

全国データのうち、とくに新規求人数と有効求人数については、それぞれ(0 1 6)(0 1 1)、(5 1 0)(0 1 1)という複雑なモデルが採用された。これは、モデルの安定的フィットを重視した結果である。しかし、もし都道府県データでこのような複雑なモデルを採用する効果が乏しければ、かえって単純なモデルを採用する選択もあり得る。

そこで、各種モデルを都道府県データに当てはめて適合状況を調べてみた（図表 3-2-1）。新規求人数と有効求人数については、都道府県データにおいても全国と同じモデルが安定的にフィットしている。また、新規求職申込件数と就職件数については、単純な(0 1 1)(0 1 1)のモデルで安定的にフィットしているが、全国データでも比較的単純な(2 1 0)(0 1 1)や(0 1 2)(0 1 1)のモデルが採用されていることから、あえて(0 1 1)(0 1 1)を選択する理由は乏しいと考えられる。

以上のことから、すべての系列で全国データと同じ ARIMA モデルを採用することとする。

図表 3-2-1 ARIMA モデルの都道府県別適合状況

(都道府県数)

	M1 (0 1 1) (0 1 1)	M2 (0 1 2) (0 1 1)	M3 (2 1 0) (0 1 1)	M4 (0 2 2) (0 1 1)	M5 (2 1 2) (0 1 1)	ma6 (0 1 6) (0 1 1)	ar5 (5 1 0) (0 1 1)
新規求職申込件数	42	43	42	0	40	44	43
新規求人数	24	30	32	2	40	40	38
有効求職者数	25	37	39	19	37	42	38
有効求人数	21	33	38	25	37	41	43
就職件数	41	40	37	0	34	39	39

- (注) 1) それぞれのモデルについて 47 都道府県でテストし、適合した都道府県の数を表に示した。
 2) 説明変数に JpDays を用いること、閏年補正の方法、回帰期間の長さを 10 年とすることは、全国データと同じ設定にした。
 3) 網がけは、全国データで採用されたモデル。
 4) 適合基準は、次の 3 点がいずれも満たされること。
 ① 直近 3 年間の推計誤差が平均 15% 以下であること
 ② Ljung-Box の Q 統計量による検定で、攪乱項の自己相関が 5% 水準で有意でないこと
 ③ 過剰階差でないこと (パラメータ d が大きすぎないこと)

3 計算不能の回避

最尤法の収束計算をとまなう X-12-ARIMA では、まれに計算不能に陥ることがある。計算不能となる主要原因には、①キャンセルーションや②反復回数不足がある^(注44)。

キャンセルーションとは、図表 1-2-2 の式で $\phi(B)$ と $\theta(B)$ に近似的に共通因子が含まれる場合である。この場合は、尤度関数を最大にするパラメータが一意的でないため、計算が失敗する。

「反復回数不足」は、収束計算が指定した回数で完了しないものである。最尤法の計算では、推計パラメータにまず適当な初期値をあてはめ、何回か計算を繰り返す中でそのパラメータを修正していく。そして、パラメータの修正幅が小さくなって解が安定したときに計算が完了する。しかし、指定された回数に達しても解が安定しなかった場合は、そこで繰り返し作業が打ち切られ、計算が失敗することになる。

図表 3-3-1 計算不能の主要原因

- | |
|--|
| ① キャンセルーション (Cancellation)
AR パート ($\phi(B)$) と MA パート ($\theta(B)$) の共通因子の存在 |
| ② 反復回数不足
設定された回数で収束が完了しない |

(キャンセルーションは対応済み)

キャンセルーションが起こる可能性があるのは、ミックスモデル (p と q の両方が 1 以上のモデル) の場合だけである。今回、候補としたものでは、M5 のモデル(2 1 2)(0 1 1)だけがこれに該当する。結果的に M5 のモデルは採用されなかったため、新オプションでキャンセルーションが起こる心配はない。

(最大反復回数を 2000 回に設定)

各都道府県についてデータ終了月を 1972 年 12 月から 2004 年 12 月まで 1 年ずつずらした 33 の期間、合計=1551 ケース (47 都道府県×33 期間) について推計を行った (ただし就職件数については、沖縄が 1982 年 12 月を終了月とするものから始めたので 1541 ケース)。

X-12-ARIMA の標準オプションでは、最大反復回数が 200 回に設定されている。しかし、今回の推計では、5 系列の総計 7,745 ケース^(注45)のうち 64 ケース (0.8%) で収束までに

(注44) キャンセルーション(Cancellation)については U.S. Census Bureau[13]、pp31-32 を参照。なお、キャンセルーションと反復回数不足は無関係でない。キャンセルーションが原因で反復回数不足という症状が出ることもある。

(注45) $1,551 \times 4$ 系列 (就職件数以外) + 1,541 (就職件数) = 7,745

201 回以上を要している。これらは、標準オプションでは計算不能になったはずのケースである（図表 3-3-2）。

今回の推計では最大 622 回の反復を要したものもあった^(注46)。したがって、今後の安全も見込んで、新オプションでは最大反復回数を 2000 回に設定することにする。

図表 3-3-2 収束までに要した反復回数

(ケース数)

反復回数	合計	新規求職 申込件数	新規求人 数	有効求職 者数	有効求人 数	就職件数
合計	7,745	1,551	1,551	1,551	1,551	1,541
100 回以下	7,452	1,546	1,308	1,547	1,526	1,525
101 回以上 200 回以下	229	5	180	4	25	15
201 回以上 300 回以下	40	0	39	0	0	1
301 回以上 400 回以下	20	0	20	0	0	0
401 回以上 500 回以下	2	0	2	0	0	0
501 回以上 600 回以下	1	0	1	0	0	0
601 回以上 700 回以下	1	0	1	0	0	0
701 回以上	0	0	0	0	0	0
(再掲) 201 回以上	64	0	63	0	0	1
最大	622 回	126 回	622 回	168 回	176 回	201 回

(注) 反復回数区分別にケース数を集計した結果である。

4 現行公表値との比較

(結果の安定性が向上)

当初発表された季節調整値（予測季節要素で算定されたもの）が翌年 1 月分公表時にどの程度修正されるかを現行公表値と新オプションで比較してみた。図表 3-4-1 は、新オプションの修正幅が小さかった都道府県の数を見たものである。

水準の修正幅、前月比の修正幅のいずれも、新規求職申込件数、新規求人数、新規求人倍率、有効求人数、有効求人倍率といった大半の系列において、すべての都道府県で新オプシ

(注46) (0 1 6)(0 1 1)のモデルを使った新規求人数に反復回数の多いものが集中しており、これは、モデル自体の不安定性を示しているかもしれない。しかし、モデルの改善については今後の検討課題としたい。

自己相関関数 (ACF) や偏自己相関関数 (PACF) から、新規求人数には 3 か月周期が確認される。パワースペクトルによっても、新規求人数では周波数 1/12 のピークより周波数 4/12 のピークが遙かに高く 3 か月周期が強いことが示唆される。求人は原則として登録日の翌々月の月末まで有効なので、有効期限切れの求人を再登録する行動が 3 か月周期を引き起こしていると思われる。Aston, Findley, Wills, and Martin[18]に 12 か月未満の周期に効率的に対応するモデルが提示されている。新規求人にはこのようなモデルが有効かもしれないが、X-12-ARIMA に実装されていない。

ョンの修正幅が小さい。また、有効求職者数及び就職件数においても、ほとんどの都道府県で新オプションの修正幅が小さい。新オプションで季節調整値の安定性が向上することは明らかである（詳細は参考資料 7）。

図表 3-4-1 ほとんどの都道府県で遡及修正幅が縮小

(都道府県数)

	水準の修正幅 (SA) が縮小した都道府県数	前月比の修正幅 (MM) が縮小した都道府県数
新規求職申込件数	47	47
新規求人数	47	47
新規求人倍率	47	47
有効求職者数	43	45
有効求人数	47	47
有効求人倍率	47	47
就職件数	47	46

(注) 1) 現行公表値と新オプションについて次の 2 種類の修正幅を推計し、新オプションの修正幅の方が小さかった都道府県の数を表に示した。

SA 当初の値（予測季節要素によるもの）から修正値（翌年 1 月に発表されるもの）への増減率の絶対値の平均（%）

MM 当初の前月比（予測季節要素によるもの）から修正前月比（翌年 1 月に発表されるもの）への差の絶対値の平均（%ポイント）

計測期間は、1996 年 1 月分発表時の前年 12 か月間（1995 年 1 月分～12 月分）の修正から、2005 年 1 月分発表時の前年 12 か月間（2004 年 1 月分～12 月分）の修正まで、合計 120 か月（10 年×12 か月）である。

2) 都道府県別就職件数の季節調整値は、現在公表されていないが、他の系列と同じ方法を適用して試算した。

(滑らかさを稼働日要因除去の指標に)

稼働日要因除去の効果については、対象が多いことから、次のような間接的方法で検証する。すなわち、新オプションでは季節要素×不規則要素 (S×I) から季節要素 (S) を抽出する過程での移動平均項数が大きくなっている（参考資料 9 の 2）が、これは、新オプションの方が S と I の分離が厳しくなり結果として I の成分がより多く季節調整値に残り、滑らかさを減ずるような効果を持つ。一方で、新オプションで稼働日要因が除去されれば、その分による変動が消えるので、こちらは新オプションの滑らかさを増大させる効果を持つ。したがって、もし、稼働日要因の除去が機能していなければ、ほとんどの系列で新オプションが現行公表値より滑らかさを低下させているはずであり、反対にもし、稼働日要因の除去が機能していれば、多くの系列で新オプションの方が滑らかなはずである。

(大半の系列で稼働日要因除去の効果あり)

過去 8 年間について滑らかさを比較してみたところ、新規求職申込件数、有効求職者数、就職件数については、新オプションの方が明らかに滑らかであり、また、新規求人数、新規

求人倍率、有効求人数については、過半数の都道府県で新オプションの方が滑らかである（図表 3-4-2）。これらの 6 系列については、稼働日要因除去の効果があったと推測される。ただ、有効求人倍率については、効果がはっきりしない（詳細は参考資料 8）。

図表 3-4-2 多くの都道府県で滑らかさ増大

(都道府県数)

	新オプションの方が滑らかな都道府県数
新規求職申込件数	47
新規求人数	28
新規求人倍率	27
有効求職者数	47
有効求人数	29
有効求人倍率	13
就職件数	44

- (注) 1) 各系列について対数変換し前月差をとった上で分散を計算した。分散が小さい方を滑らかと判断した。計測期間は、1997年1月から2004年12月までの8年間。
- 2) 都道府県別就職件数の季節調整値は、現在公表されていないが、他の系列と同じ方法を適用して試算した。

第4章 新オプションの運用

これまでみてきたように、新オプションによる季節調整値は、現行の公表季節調整値と比べて、稼働日の影響及び安定性の面で良いパフォーマンスを示している。ただ、運用に当たっては、いくつか注意すべき点がある。とくに、①長期に遡る過去データへの対応、及び、②オプションの継続的チェック、が従来に増して重要となる。この章では、これらの点について述べる。

1 長期過去データへの対応

(1) 長期過去データにおける新オプションの問題

(過去の实情に沿わない「稼働日調整」)

新オプションでは、直近10年間のデータで稼働日の影響を推計する。したがって、これをそのまま長期の過去に適用すると、当時の实情にそぐわない「稼働日調整」が行われてしまう危険がある。日本では、週休二日制が徐々に普及してきた経緯があるので、とくに注意を要する。実際、就職件数では、新オプションによる過去の季節調整値に乱れが観察された(前出図表2-4-8)。

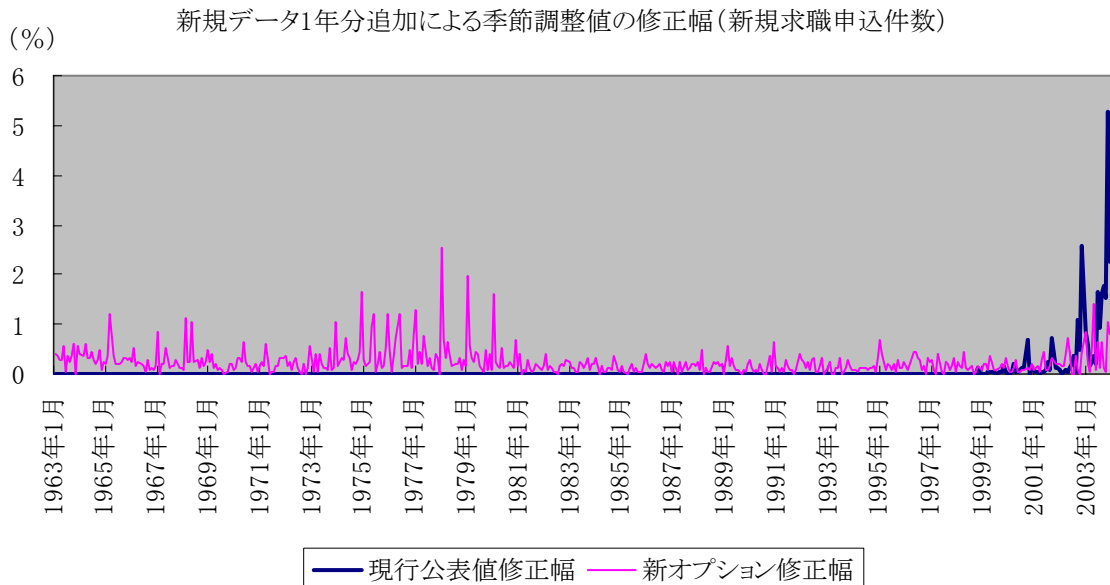
(修正幅が減衰しない)

もうひとつ、新オプションには、過去のデータが安定しない、という問題がある。最新のデータが追加されて季節調整値が再計算されると、過去に遡って季節調整値が修正される。これは、直近の構造変化を的確に反映させるためであり、必要なことである。しかし、新オプションでは、構造変化の反映ではない、別の不適切な修正が長期の過去に生じてしまう。

図表4-1-1は、2003年12月までのデータによる季節調整値と2004年12月までのデータによる季節調整値を比較して、どの程度の修正が生じるかをみたものである。直近3年程度については、新オプションの方が修正幅が小さく安定性が増している。しかし、長期の過去に遡ったとき、現行公表値では修正幅が減衰し5年程度以前でほとんど修正が発生していないのに対して、新オプションでは、このような減衰がみられない。これは、新オプションでは、新規データの追加に伴いRegARIMAモデルの係数パラメータが推計し直され、その影響が直接過去に及ぶためである。このような修正は、過去の構造を反映したものではないから、不合理と言わなければならない。

季節調整の再計算によってすべての過去に渡って数値を修正することは、現行の公表値では事実上5年程度の修正にとどまっており問題がなかった。しかし、新オプションでは問題がある。

図表 4-1-1 新オプションでは過去の修正幅が減衰しない



(注) a_t : 1963年1月から2003年12月までのデータで計算された t 月の季節調整値
 b_t : 1963年1月から2004年12月までのデータで計算された t 月の季節調整値
 として、次のように修正幅を算定した。

$$\text{修正幅} = |(b_t - a_t) / a_t|$$

(2) 6年以前固定方式

(5、6年目が最も信頼できる)

X-12-ARIMA の X-11 機能では移動平均による季節調整が行われる。このため、データの末端部分で完全な移動平均ができない。新オプションでは、季節要素×不規則要素 (S×I) から季節要素 (S) を抽出する過程で 3×5 項移動平均 (3 項移動平均したものをさらに 5 項移動平均する) を行うので、最新データの付近では 42 か月分 (3 年 6 か月分) のデータが不足する^(注 39)。例えば、2004 年 12 月までのデータを使う場合、ほぼ完全な移動平均が実行されるのは、42 か月前の 2001 年 6 月以前である。年単位で区切れば、2000 年以前の季節調整値が信頼できることになる。すなわち、最新年から遡って 5 年目以前の季節調整値が信頼できることになる。

一方、RegARIMA モデルの回帰期間の長さを 10 年に設定していることから、推計されたパラメータは、回帰期間の中央、すなわち、最新年から遡って 5、6 年目の状況を最も反映していると考えるのが素直であろう。

このように、移動平均と回帰期間の両方を考慮すると、新オプションにおいては、最新年から遡って 5、6 年目の季節調整値が最も信頼できると考えられる。前出図表 4-1-1 においても、最新年から 5、6 年目に当たる 1999 年、2000 年の付近で修正幅が最も小さく、数値が安定しており、このことを支持している。

(6年以前固定方式)

以上のような新オプションの特性を考慮すると、「6年以前固定方式」で季節調整値を公表していくのが良いと考えられる。これは、毎年12月までのデータが揃って季節調整を再実行したとき、直近5年分のみの遡及改訂に留める方式である。

具体的に、2006年1月分の発表時から新オプションに切り替えることを想定すると、次のような手順になる。

(A) 直近5年間分の季節調整値

2006年1月分の発表時だけは、下記(B)の方法により計算されたものにより、調査開始月(原則1963年1月)から全ての期間にわたって遡及修正する。

2007年1月分発表時以降は、毎年1月分発表時に直近5年間分のみ遡及修正する。

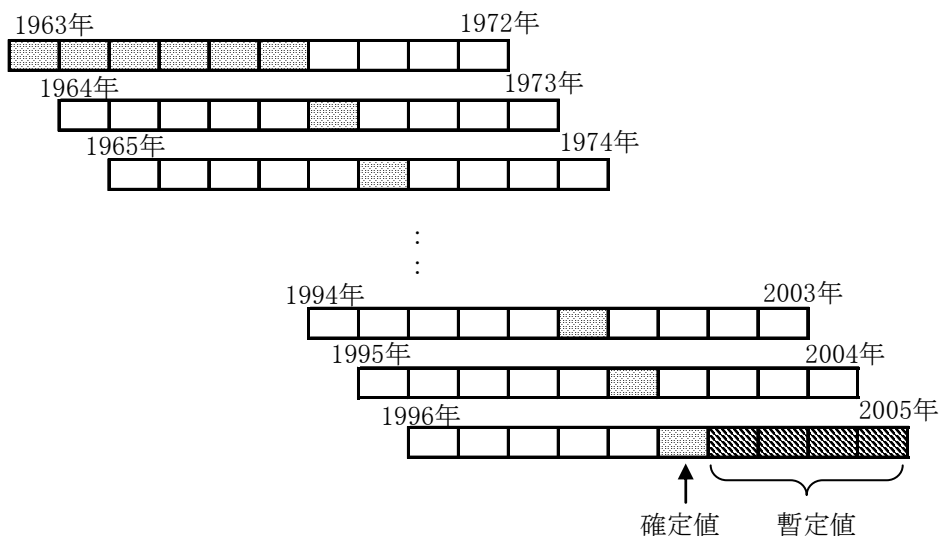
(B) 過去分(2001年12月以前)の季節調整値

- ① 調査開始月から10年間分のデータを季節調整し、調査開始年からの6年分(72か月分)を固定する。
- ② 翌年の1年分を追加してずらした10年間分のデータの回帰による季節調整(計算期間は調査開始年から11年間分)をし、当該回帰期間の6年目の12か月分を固定する。
- ③ ②の方法で繰り返して過去分を固定していく。
- ④ 1996年1月～2005年12月分の10年間分の回帰による季節調整(計算期間は調査開始年から2005年12月までの全期間)をし、2001年の12か月分を固定する。

例えば、1963年1月分から始まる系列については、1963年1月～1972年12月までの10年間分について季節調整して1963年1月～1968年12月分の6年間分を固定する。次に1964年1月～1973年12月までの10年間分についての回帰により季節調整(計算期間は1963年1月～1973年12月)して1969年分を固定する。これを年々繰り返して1年分ずつ固定していく。2002年以降の季節調整値は、2007年1月分発表時に遡及修正される(図表4-1-2)。

図表 4-1-2 6年以前固定方式（2006年1月分から新オプションに切り替える場合）

四角で囲った部分で回帰を行い、網掛けの部分の季節調整値を確定する。斜線の部分は暫定値



（12月と翌年1月との断層なし）

6年以前固定方式でひとつ懸念されるのは、毎年12月と翌年1月との間の断層である。数値を1年単位で固定していくため、RegARIMAモデルで推計されるパラメータは1年ごとに切り替わっていく。すると、12月の季節調整値と翌年1月の季節調整値に断層が生じる可能性がある。

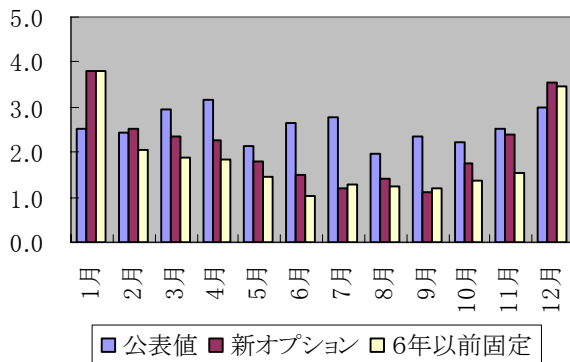
もし、断層が生じているならば、1月の前月比が異常に大きくなることが考えられる。しかし、実際に月別の前月比をみると、1月の前月比が異常に大きい兆候がみられない（図表4-1-3）。新規求人倍率だけは1月の前月比が6年以前固定方式でない単純な新オプションと比べて大きい。しかし、12月についても同様な傾向があることから、これは、断層というよりも、12月、1月に変動が大きいという実態を表していると思われる^(注47)。したがって、6年以前固定方式によってとくに大きな断層は発生していないと考えられる。

（注47） 12月と1月に新規求人倍率が大きく変動するのは、新規求職申込件数が12月と1月に大きく変動するからである。どうしてこの月に新規求職申込件数が大きく変動するのかわかからない。年末の賞与を受け取って離職する行動が関係しているのかも知れない。

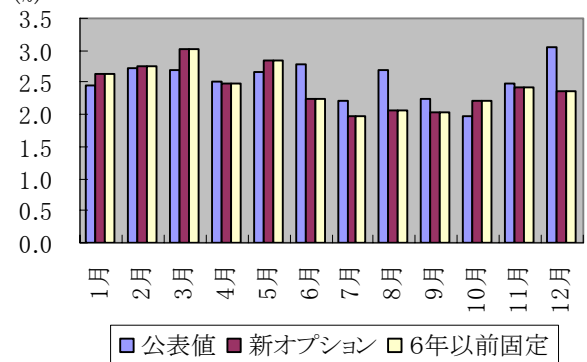
なお、就職件数は3月と4月の変動が大きいですが、これは、年度の変わり目に企業の採用活動が活発化することを反映していると思われる。

図表 4-1-3 1月の前月比に異常みられず

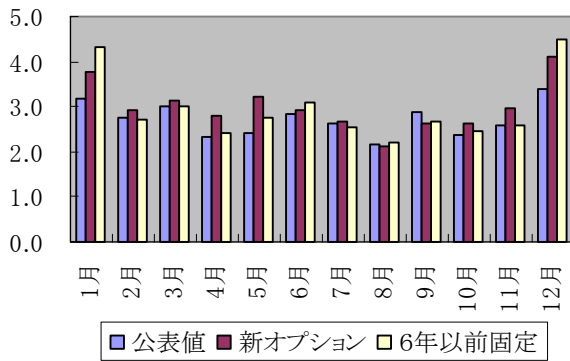
(%) 前月比絶対値の平均(新規求職申込件数)



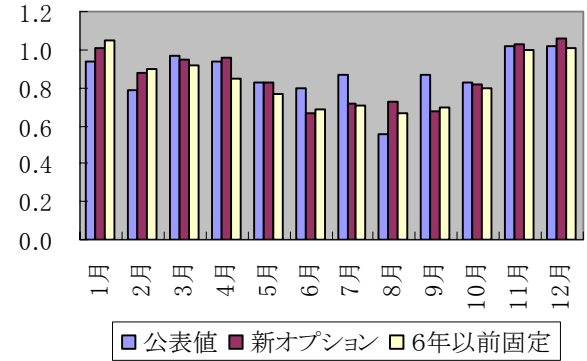
(%) 対前月増減率絶対値の平均(新規求人数)



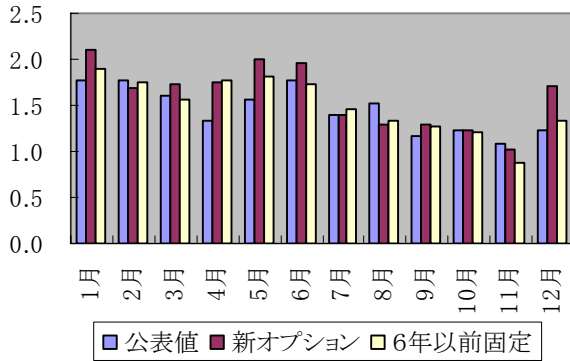
(%) 対前月増減率絶対値の平均(新規求人倍率)



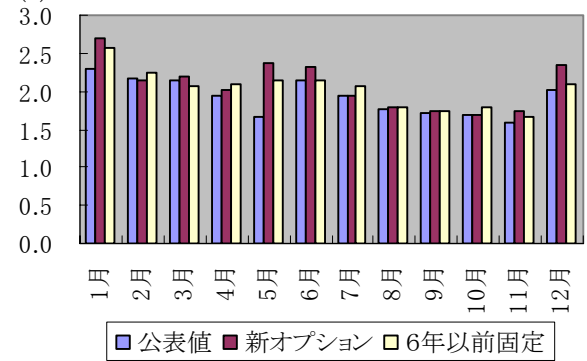
(%) 対前月増減率絶対値の平均(有効求職者数)



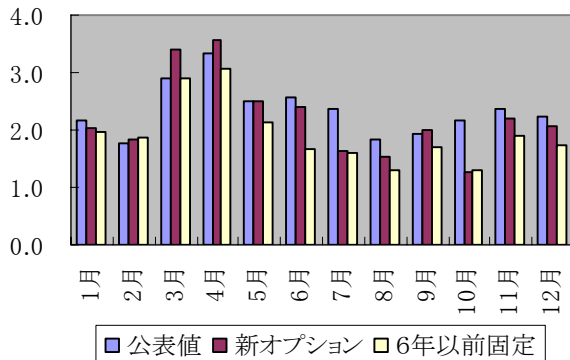
(%) 対前月増減率絶対値の平均(有効求人数)



(%) 対前月増減率絶対値の平均(有効求人倍率)



(%) 対前月増減率絶対値の平均(就職件数)



- (注) 1) 1969年1月から2000年12月までの季節調整済み対前月増減率を月別にまとめ、その絶対値の平均を示した。
- 2) 「新オプション」と表示してあるのは、新オプションで1995年1月～2004年12月を回帰期間とした計算結果をそのまま示した。「6年以上固定」と表示してあるのは、新オプションでかつ6年以上固定方式で計算したもの。「新オプション」と「6年以上固定」の差が6年以上固定方式を使ったことの影響である。

2 オプションの継続的チェック

(1) 制度変更への注意

新オプションは、稼働日調整といういわば繊細な機能を使っているため、オプションの妥当性については従来以上に気を配る必要がある。とくに、祝日法、雇用保険法、及びその他ハローワーク業務の見直しなど求人・求職行動に変化をもたらす可能性がある制度変更には、常に注意を払う必要がある。

(祝日法と JpDays)

RegARIMAモデルの説明変数に用いた JpDays は、2003年1月1日に施行された祝日法改正^(注48)まで反映している。今後祝日法の改正等があった場合は、その施行日以降の JpDays についてデータを差し替える必要がある^(注49)。

(その他の制度変更)

ハローワーク業務及び求人・求職行動に変化をもたらす可能性がある制度変更があった場合には、データに断層が生じたかどうかを調べて、必要に応じてレベルシフト変数などの導入を検討すべきである。レベルシフト変数を導入することにより、断層前後の季節要素の歪みを排し、結果的に制度変更による断層をより鮮明に季節調整値に表すことができる。

なお、最近一部のハローワークで始まった土曜開庁の動きについては、これが始まって間もないことから、まだデータの蓄積が乏しく統計的分析が無理である。したがって、新オプションでは土曜開庁について特段の措置を講じていない。すなわち、①土曜開庁の影響を季節調整値から除去する、反対に②土曜開庁の動きをいわば「政策効果」として鮮明に季節調整値に反映させる、のいずれの方向での措置も講じていない。当面は、土曜日が多い月の季節調整値において求職等が従来よりやや多い現象が起こる可能性がある。

(注48) この祝日法改正で、海の日が7月の第3月曜日に変更され、敬老の日が9月の第3月曜日に変更された。

(注49) JpDays は、2030年まで計算してある。なお、ほとんど問題がないと思われるが、本研究で使った JpDays では、春分の日と秋分の日を、地球の公転周期を基礎にした推計式で計算している。これらの日付は、正式には前年の2月に国立天文台が計算し官報で公表される。過去に推計値と正式の日付が食い違ったことはない。推計式は2099年まで信頼できるものを使っている。

(2) モデル適合状況の監視等

新オプションは安定的なフィットを重視して選択されているので、新規データの追加により頻繁にオプションを変更する必要性は低いと思われる。

しかし、将来どういうことが起こるか分からないので、モデルの適合状況や自動設定の移動平均項数などは毎年監視を続けるべきである。また、毎月の発表時に、季節調整値が不自然な動きをしていないか、点検を怠らないようにすべきである。もし、不都合な状態が続くようならば、JpDays を説明変数に使うことや ARIMA パラメータ(p d q)(P D Q)そのものの見直しも必要になる。

(2013 年までに見直しを)

純粋に技術的な問題から、2013 年までに一度見直しを行うのが良い。アメリカセンサス局から提供されている X-12-ARIMA は、プログラムの仕様で、入力できるデータの長さが最大 600 期（月次データで 50 年分）に限られている。したがって、職業安定業務統計のように原則 1963 年 1 月から始まる系列については、2012 年 12 月で満杯になる。現行の予測季節要素を使う公表方法では 2013 年 12 月分の公表まで問題がない。しかし、その後は、古いデータをファイルから削除するなりして、入力データの長さを短縮する必要がある。あるいは、長期のデータを扱えるようにプログラムを改修する必要がある^(注50)。

(注50) 確認したところ、厚生労働省が保有するプログラムは、1200 期（100 年）まで扱えるように既に改修済みとのことであった。

補論

本研究の過程で、興味深い事項がいくつか明らかになった。ここでは、それらのうち、①曜日別求人求職動向と、②DECOMPによる季節調整結果を紹介する。

1 曜日別の求人求職動向

この項では、月曜日に求職が多いこと、休日が多い月は休日以外の日への振り替えが生じること、求人については企業側の稼働日の影響も受けること、が示唆される。

(1) 曜日別変動の単純モデル

(単純モデル)

RegARIMAモデルの推計結果から、曜日別の求人求職動向の情報を得ることができる。記述を簡単にするため、JpDaysの説明(図表2-2-2)で用いたJpMon、…、JpSatを J_1 、…、 J_6 と記し、JpHS、JpHnotSSをそれぞれ J_7 、 J_8 と記す。さらにSunを J_0 と記す。

今、仮に、月々の新規求職申込件数(又は新規求人数) Y が次のような単純なモデルで表現できると考えてみる。

$$Y = R(w_0J_0 + w_1J_1 + \dots + w_6J_6 + w_7J_7 + w_8J_8) \quad [1]$$

$w_0, w_1, \dots, w_6, w_7, w_8$ は、それぞれ日曜日、祝日以外の月曜日、…、祝日以外の土曜日、祝日と重なる土曜日、土日以外の祝日についての、1日当たり平均新規求職申込件数(又は新規求人数)である。また、 R は、趨勢循環変動、季節変動、不規則変動といった様々な変動を表す係数である。土曜日、日曜日、祝日にはハローワークが閉庁されているので、もしハローワークの閉庁日に求人や求職が発生しないならば

$$w_0 = w_6 = w_7 = w_8 = 0$$

となるはずである(最近の土曜開庁は考えない)。

なお、ここで、求人や求職の発生時点は、ハローワークへの求人・求職登録が行われた時点ではなく、その月に登録されることに至った求人・求職の意志が決定された時点で捉えることにする。

(RegARIMAモデルとの関係)

JpDaysを使ったRegARIMAモデルでは、

$$\log(Y) = \sum_{i=1}^8 \beta_i (J_i - J_0 - A_i) + U \quad [2]$$

という関数が推計される。ここで、 A_i は、図表2-2-2と同じである。また、 U は、図表1-2-2

の記号で表すと

$$U = (\phi(B)\Phi(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D)^{-1}\theta(B)\Theta(B^{12})a_t$$

である。

$\exp(\sum_{i=1}^8 \beta_i(J_i - J_0)) \approx 1 + \sum_{i=1}^8 \beta_i(J_i - J_0)$ であることを使って、[2]式は次のように変形される。

$$Y \approx Q \sum_{i=0}^8 (D^{-1} + \beta_i) J_i$$

$$(Q = \exp(\sum_{i=1}^8 \beta_i A_i + U), D = J_0 + J_1 + \dots + J_8, \beta_0 = -(\beta_1 + \dots + \beta_8))$$

ここで D は各月の月間総日数であるが、その平均値 $\bar{D} = 30.4375$ で代用して次の式を得る。

$$Y \approx Q \sum_{i=0}^8 (\bar{D}^{-1} + \beta_i) J_i \quad [3]$$

[1]式と[3]式を比べて、次のような w_0, w_1, \dots, w_8 の推計式を得る。

$$w_i = \frac{Q}{R} (\bar{D}^{-1} + \beta_i) \quad (i = 0, 1, \dots, 8)$$

すなわち、 w_0, w_1, \dots, w_8 は、 $\bar{D}^{-1} + \beta_0, \bar{D}^{-1} + \beta_1, \dots, \bar{D}^{-1} + \beta_8$ に比例する。

(2) 新規求職者の特徴

(月曜日の求職が多い)

図表 5-1-1 に $\bar{D}^{-1} + \beta_0, \bar{D}^{-1} + \beta_1, \dots, \bar{D}^{-1} + \beta_8$ を示した。月曜日の求職が多く、火曜日に落ち込み、週末に向けて徐々に増加していくのが分かる。

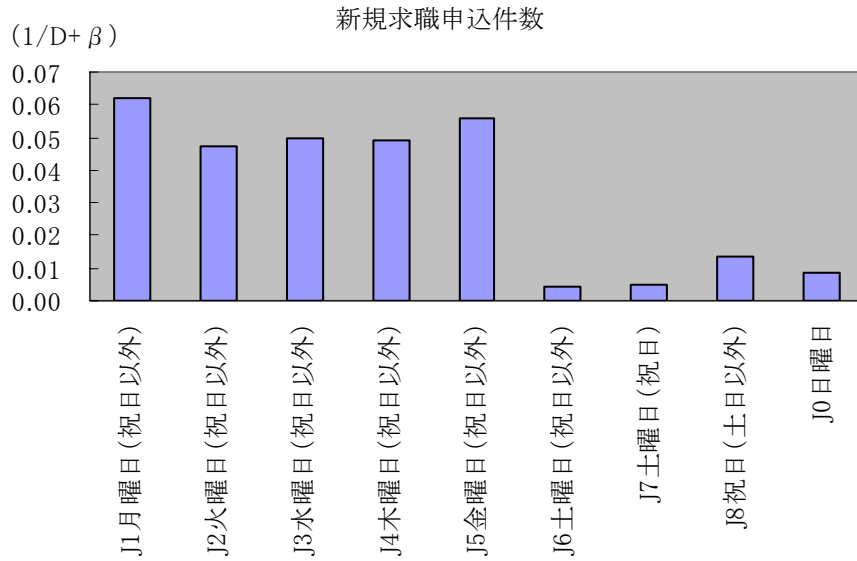
月曜日から金曜日までの相互の差を検定したところ、月曜日と火曜日～木曜日との差は 1%水準で有意であり、月曜日と金曜日との差は 10%水準で有意だった。一方、火曜日から金曜日までの相互の差は、10%水準で有意でなかった。

(休日以外への振り替え)

土曜日、日曜日及び祝日は、単純なモデルで 0 になることが想定されたが、いずれも正の値となっている。とくに祝日（土日以外）と日曜日は、1%水準で有意に正の値である。

休日が多い月には他の日の求職が増えると考え、計測結果を説明できる。求職者は、自然体でハローワークが開いている日に訪れるのではない。あらかじめ求職の意志を持った人が、ハローワークが休みだったら日をずらしてハローワークに来るのである。上の計測からそういう実態が確認される。月曜日に求職者が多いのも、こうした求職行動を反映していると思われる。

図表 5-1-1 曜日別求職動向



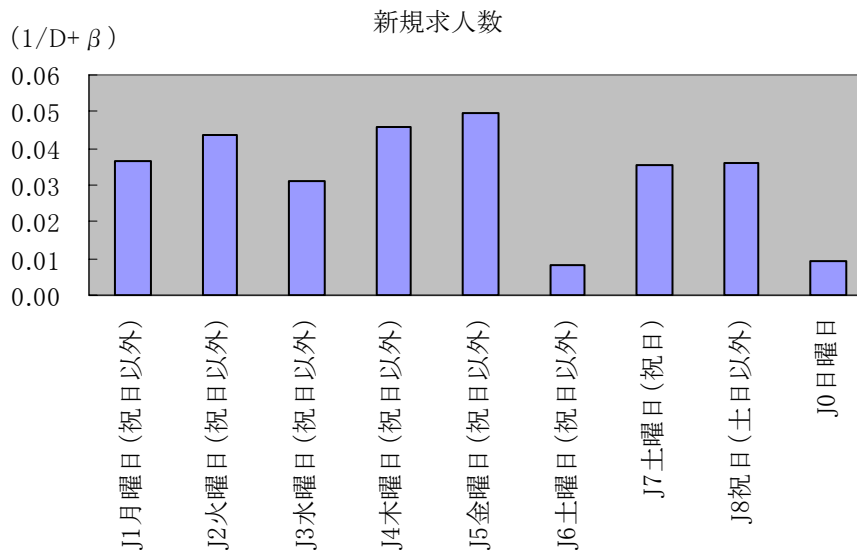
(注) 1) 本文で説明された $\bar{D}^{-1} + \beta_0, \bar{D}^{-1} + \beta_1, \dots, \bar{D}^{-1} + \beta_8$ を示した。
 2) 計測期間は 1995 年 1 月から 2004 年 12 月まで。

(3) 新規求人の特徴

(企業側稼働日の影響を示唆)

新規求人数については、一見、明確なパターンがみられない(図表 5-1-2)。とくに、祝日については、ウィークデイに匹敵する求人が発生している。業種によっては祝日が休みでない会社も少なくないことを考え合わせると、この計測結果は、ハローワークの稼働日だけでは

図表 5-1-2 曜日別求人動向



(注) 1) 本文で説明された $\bar{D}^{-1} + \beta_0, \bar{D}^{-1} + \beta_1, \dots, \bar{D}^{-1} + \beta_8$ を示した。
 2) 計測期間は 1995 年 1 月から 2004 年 12 月まで。

なく企業側の稼働日の影響があることを示唆する。

また、ウィークデイの中で水曜日の求人が少ない。水曜日と月、火、木、金の各曜日との差は、いずれも 1%水準で有意である。小売業で水曜日を定休日とするところが多いことから、この結果も、企業側の稼働日の影響を示唆する。

2 DECOMP による季節調整結果

この項では、日本の統計数理研究所が開発した DECOMP による季節調整結果を示す。稼働日要因の除去と直近の安定性について、現行公表値より DECOMP の方が優れている。

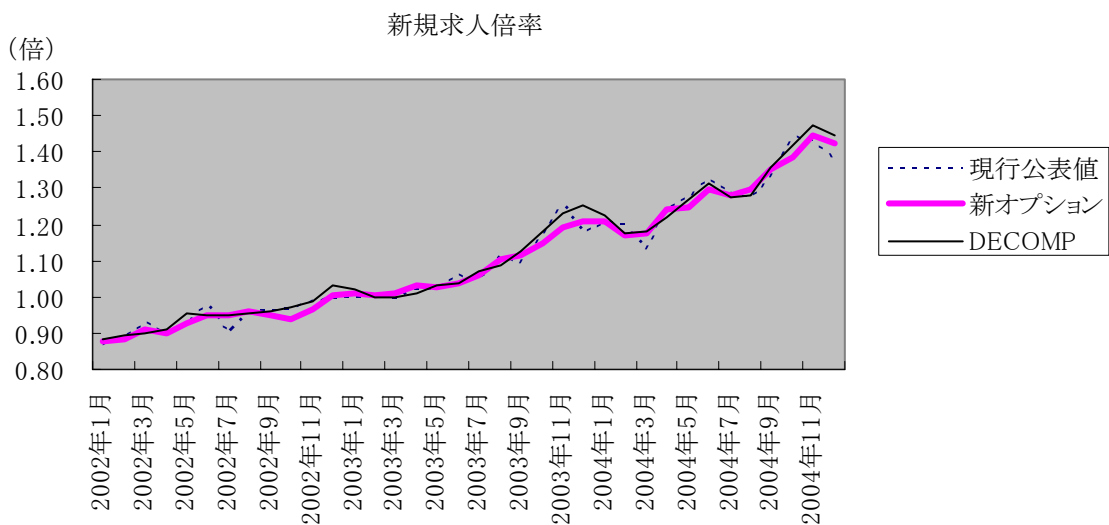
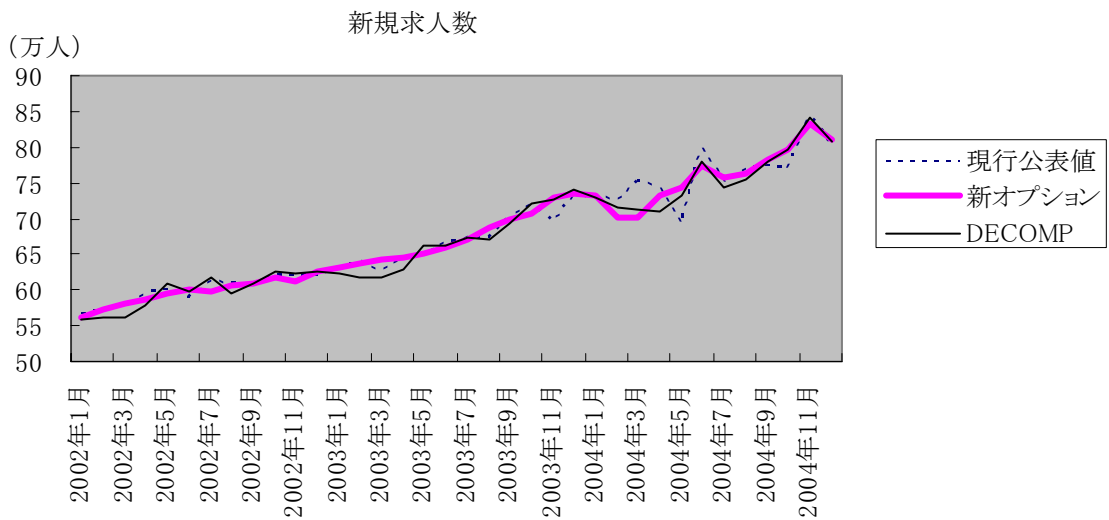
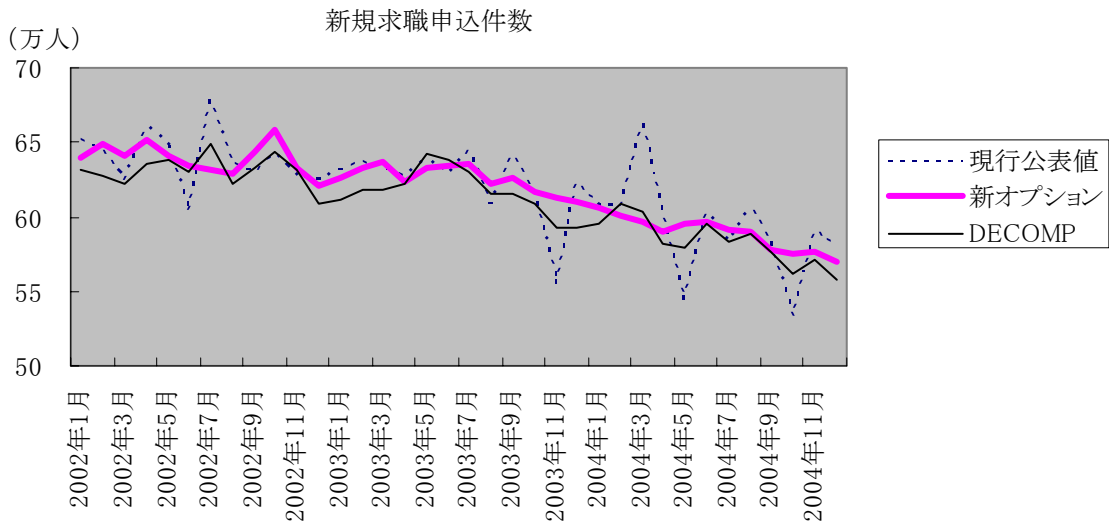
(1) 季節調整値の外観

(稼働日調整では現行公表値より優良)

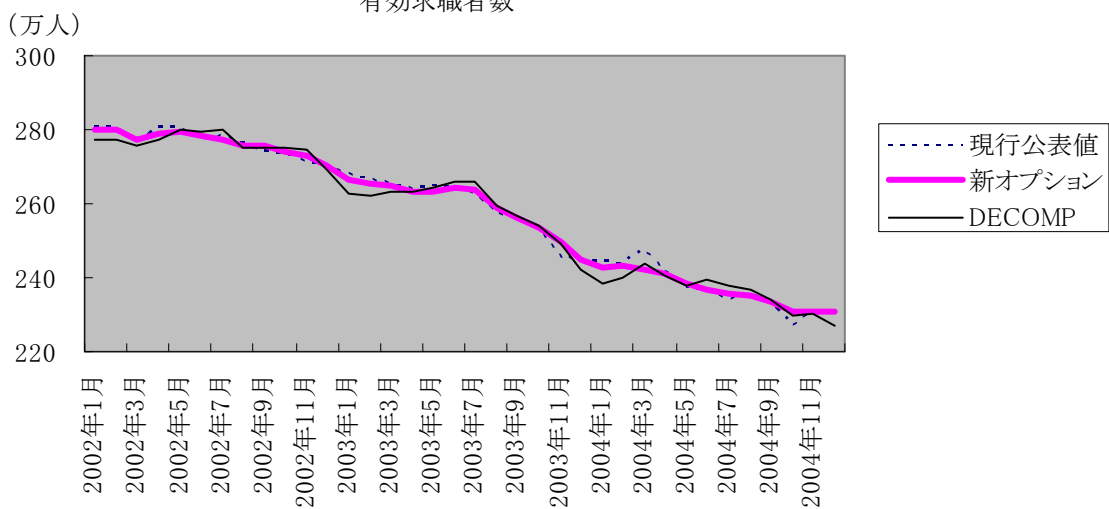
直近 3 年間の季節調整値を、現行公表値、新オプション、DECOMP で比較してみた。DECOMP については、対数変換と曜日調整のオプションを適用した他は、デフォルトの設定をそのまま使った。また、DECOMP の計算期間は、新オプションの回帰期間に合わせて直近 10 年間（1995 年 1 月から 2004 年 12 月まで）とした。計算期間やその他のオプションの設定次第ではもっと良いパフォーマンスを発揮するかもしれないが、DECOMP について最適化の作業を行っていない。

DECOMP では、図表 5-2-1 に示されるとおり、新規求職申込件数、新規求人数、新規求人倍率、就職件数について稼働日要因の変動が消えている。この点で明らかに現行公表値より DECOMP の方が良いパフォーマンスを示している。有効求職者数、有効求人数、及び有効求人倍率では、季節調整法による違いは総じて大きくないものの、現行公表値及び新オプションと、DECOMP との間で、差が出ている部分がある。

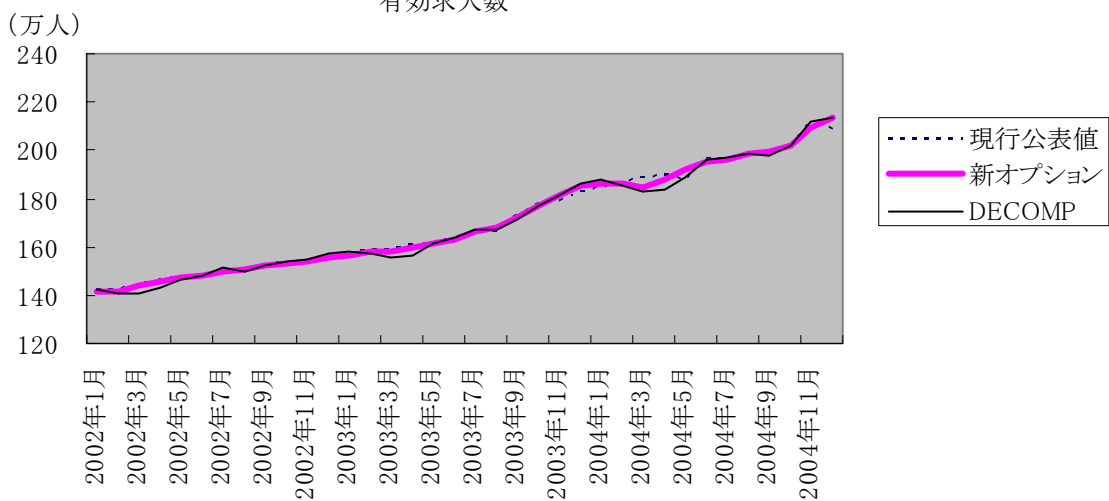
図表 5-2-1 DECOMP による季節調整値



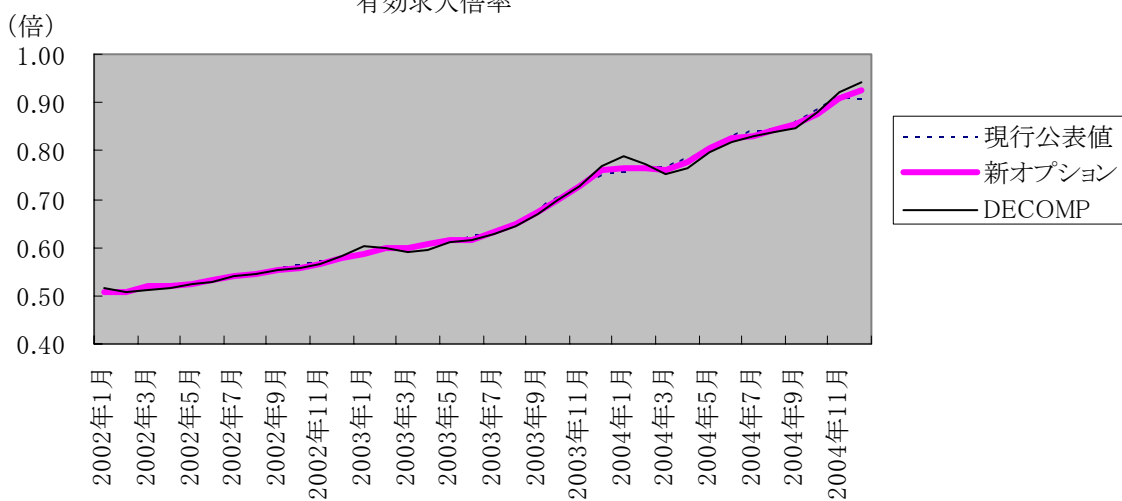
有効求職者数



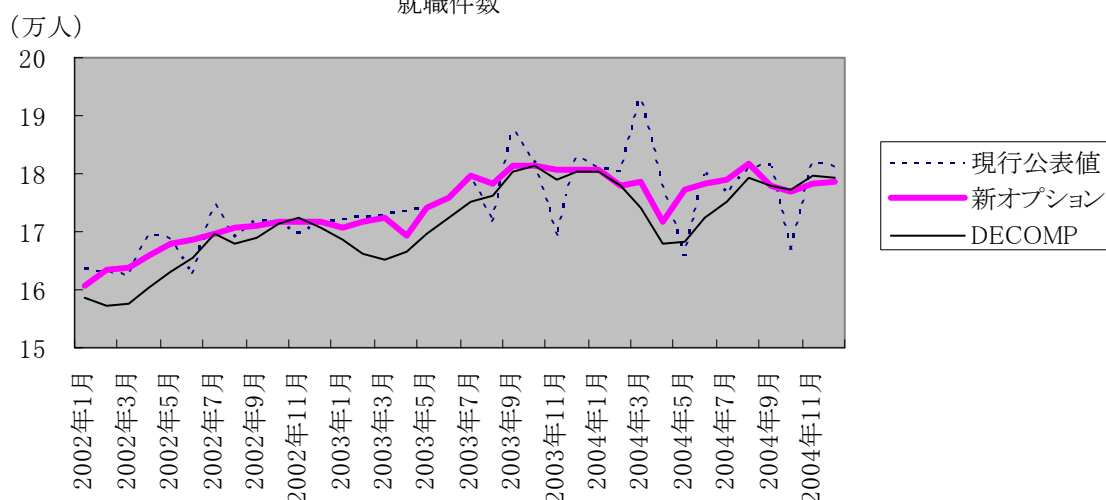
有効求人数



有効求人倍率



就職件数



(注) 1) DECOMP は、統計数理研究所のウェブサイト (<http://www.ism.ac.jp/>) の佐藤整尚氏のページにある「Web Decomp」を利用して、次の条件で計算した。計算期間は 1995 年 1 月から 2004 年 12 月。

Log Transformed : Yes
 Seasonal frequency : 12
 Trend order : 1
 AR order : 0
 Trading Day Effects : Yes

2) 新オプションは、回帰期間 1995 年 1 月から 2004 年 12 月、計算期間 1963 年 1 月から 2004 年 12 月とした。現行公表値は、計算期間 1963 年 1 月から 2004 年 12 月とした。

(2) 遡及修正幅

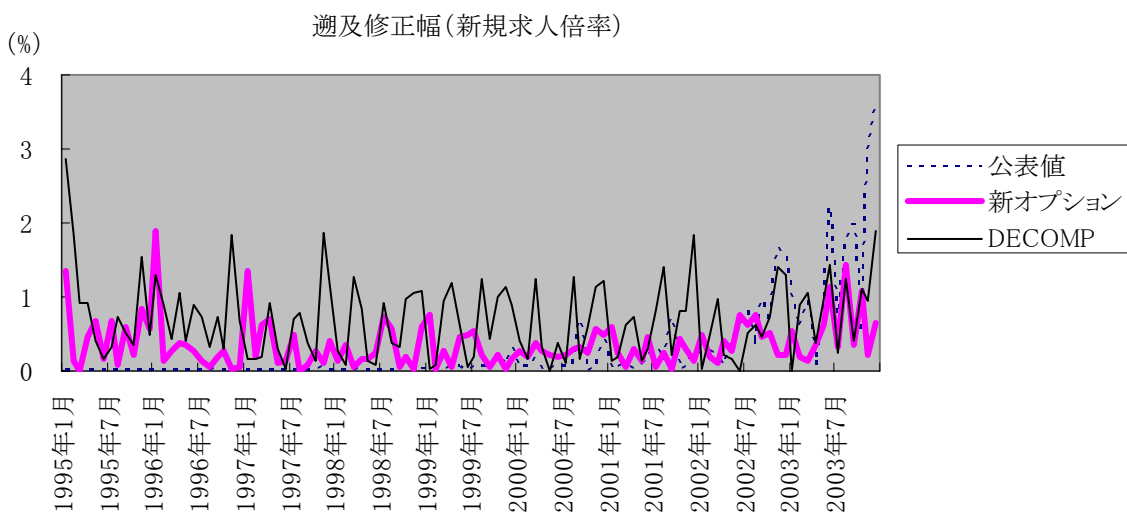
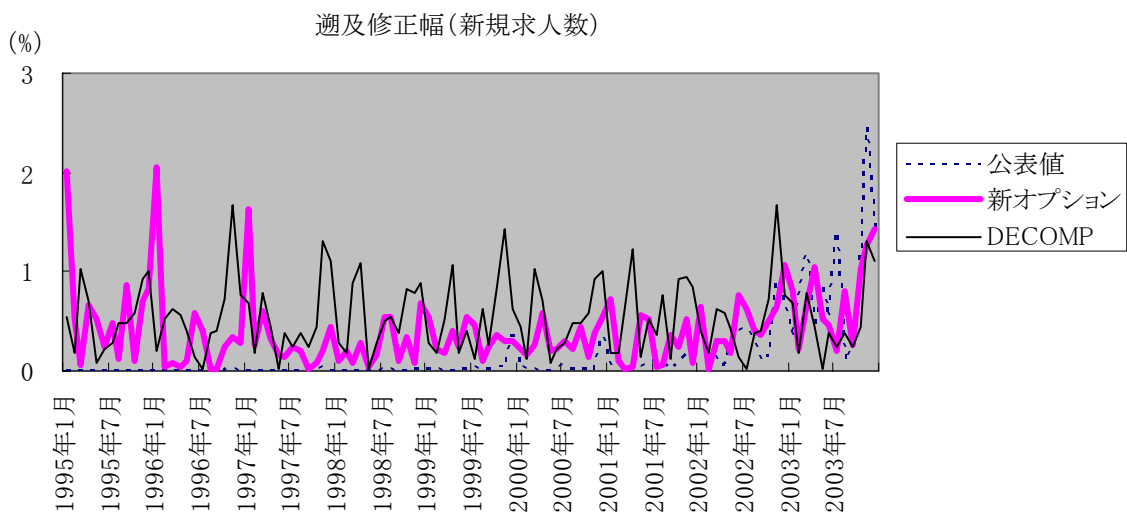
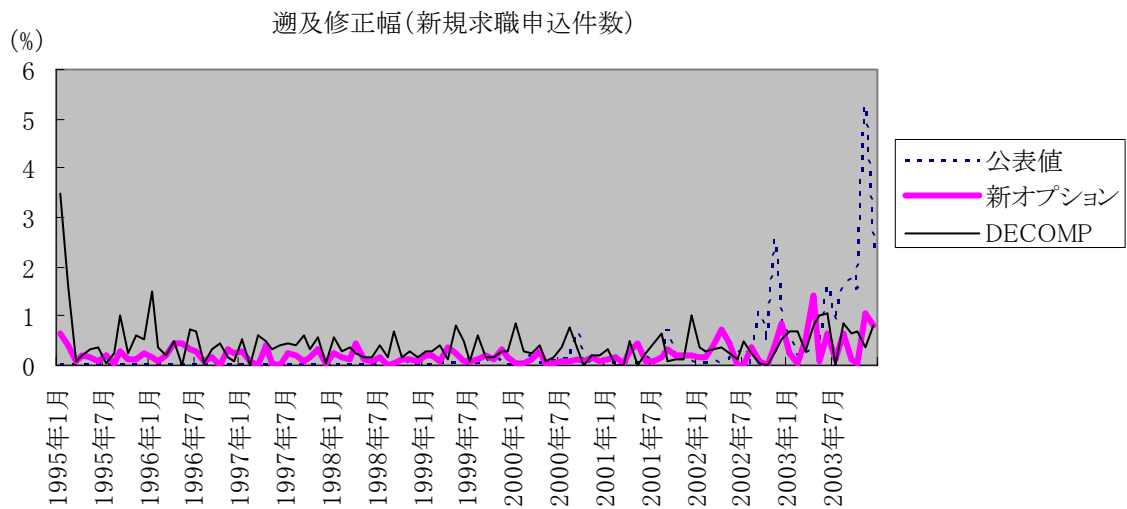
(直近については現行公表値より安定)

最新データを 1 年分追加したときの季節調整値の修正幅を図表 5-2-2 に示した。DECOMP は、直近 1~2 年については、現行公表値より修正幅が小さく結果が安定している。

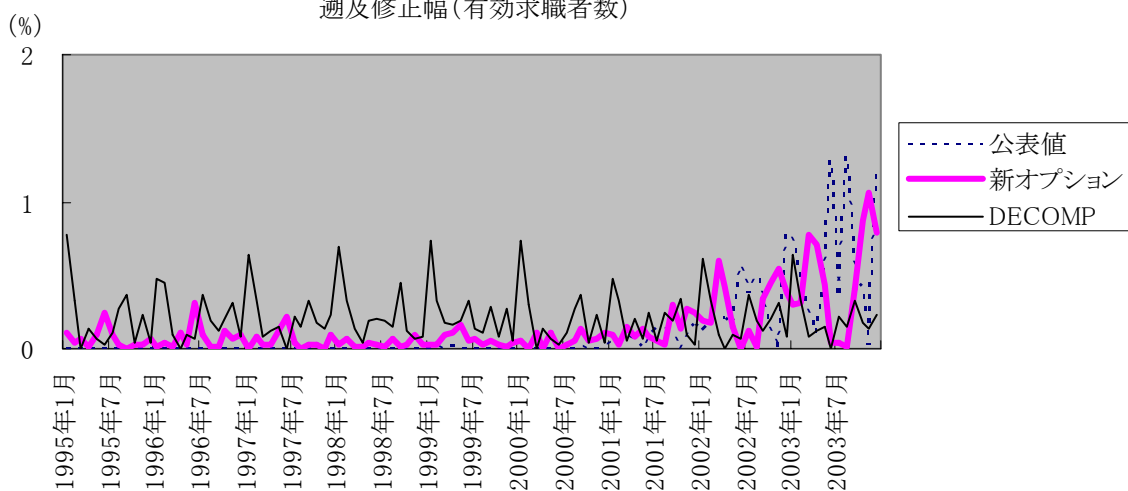
しかし、3~4 年以前については、DECOMP の方が新オプションより修正幅が大きい。DECOMP も新オプションと同じく過去の季節調整値が安定しないことから、仮にこれを公表値として使うなら、過去の数値の発表方法に工夫が必要と考えられる^(注51)。

(注51) ただし、遡及修正を抑制するように DECOMP を調整するのは、「極めて簡単」とされている(北川[6])。

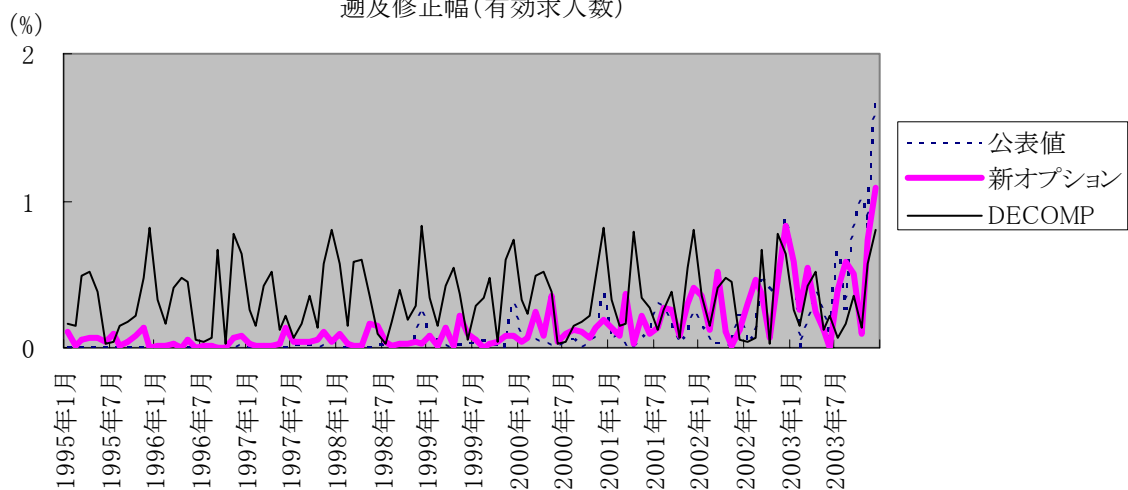
図表 5-2-2 DECOMP における遡及修正幅



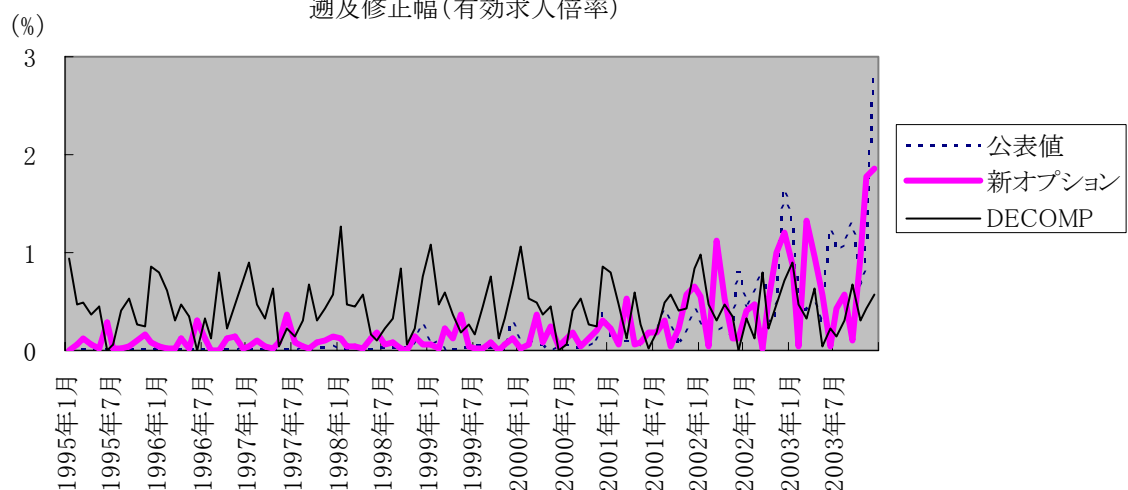
遡及修正幅(有効求職者数)



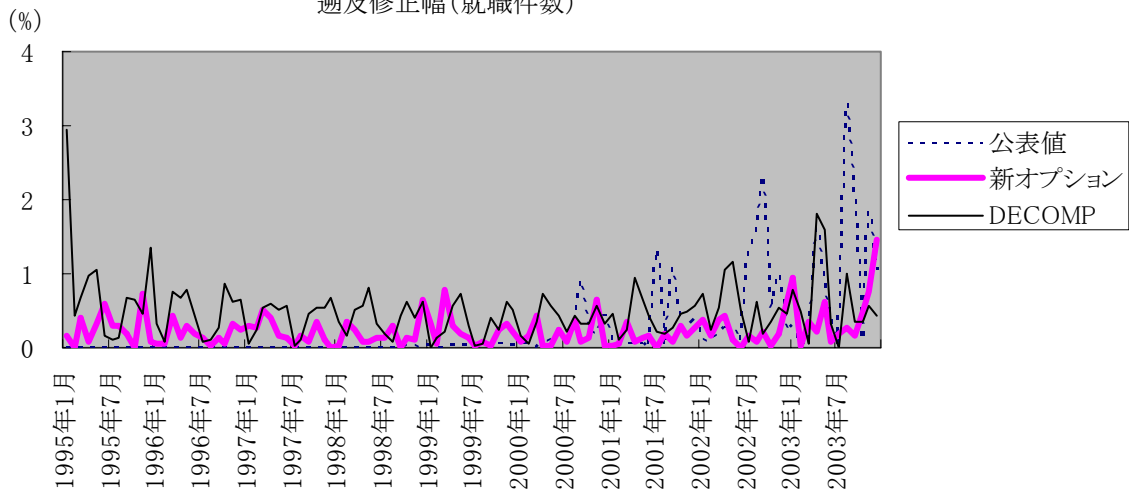
遡及修正幅(有効求人数)



遡及修正幅(有効求人倍率)



遡及修正幅(就職件数)



- (注) 1) a_t : 1963年1月 (DECOMPでは1994年1月) から2003年12月までのデータで計算された t 月の季節調整値
 b_t : 1963年1月 (DECOMPでは1995年1月) から2004年12月までのデータで計算された t 月の季節調整値
 として、次のように修正幅を算定した。

$$\text{修正幅} = |(b_t - a_t) / a_t|$$
- 2) 計算期間以外の DECOMP の計算条件は、図表 5-2-1 の注を参照。

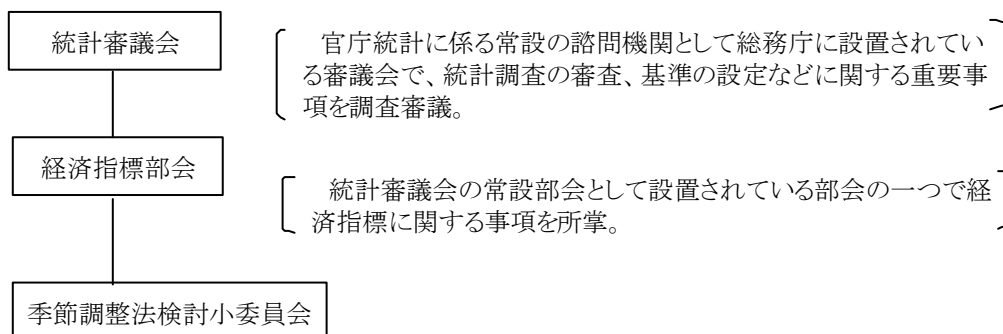
参考資料 1 「季節調整法の適用について（指針）」（平成 9 年 6 月 20 日統計審議会了承）について

（この資料は、総務省のウェブサイト <http://www.stat.go.jp/>からの転載である。）

1 経緯

季節調整法は、経済指標の季節変動を調整するために広く利用されているものであり、現在、行政機関等で利用されている季節調整法は、昭和 54 年 9 月の統計審議会経済指標部会報告の趣旨を踏まえ、アメリカ合衆国商務省センサス局で開発された「センサス局法 (X-11)」等となっている。

その後、平成 7 年 9 月に、センサス局法の新しいプログラムである X-12-ARIMA (Beta バージョン) が開発され、平成 8 年 6 月に一般公開された。これは X-11 等を改良したものとされているが、日本においても一部の研究者等から、同一時点で比較した場合に、曜日調整の影響によって各手法間で季節調整値に差異が出るとの報告が発表されるなど、看過しえない状況であった。このため、平成 8 年 8 月に経済指標部会の下部機関として「季節調整法検討小委員会（委員長：美添泰人青山学院大学教授）」を設置し、新しいプログラム (X-12-ARIMA) の採用の可否について、既存の季節調整法等との比較を行うことにより、検討することとしたものである。



2 検討結果

季節調整法検討小委員会は、平成 9 年 6 月まで 8 回開催し、一般的な評価を受けている手法 (X-11、X-12-ARIMA、MITI 法及び DECOMP) の比較を行った結果、いずれの手法を用いてもある程度妥当な結論が導き出せることなどから、どの手法が最も適切であるかを特定するのではなく、

- ・引き続き、統計作成機関は、各々所掌する統計・指数系列毎に適用する季節調整法に関

して、X-12-ARIMA を含め、適切であると判断するに足る手法及びその手法において用いられる曜日調整など個々の機能、選択基準等について検討を進めること

- ・ 統計利用者の利便に資するため、季節調整に係る情報の開示を推進すること

等が必要であるとの結論に達し、今後の「季節調整法の適用について（指針）」を提示したものである。

「季節調整法の適用について（指針）」は、季節調整法検討小委員会報告書の中の項目として取りまとめられ、経済指標部会決定を経て、平成 9 年 6 月 20 日に開催された統計審議会です承されたものである。

3 「季節調整法の適用について（指針）」

一般に、季節調整法について理論的に評価することは難しいが、季節調整法検討小委員会において 4 種類の季節調整法（X-11、X-12-ARIMA、MITI 法、DECOMP）について検討を行ったところ統計作成機関が今後季節調整法を運用していく上で参考になると思われる結果が得られた。

また、統計利用者側の利用環境が変化し、様々な分析が可能な状況となっており、それに伴い 統計情報に対する需要も増大している。これらの点にかんがみ、各種統計・指数系列に係る季節調整法の適用については、次のとおり推進するものとする。

- ・ 季節調整法を適用する場合は、センサス局法 X-12-ARIMA など、手法の適切性について一般的な評価を受けている手法を継続的に使用する。統計作成機関は、適用する手法を選定した理由を明らかにする。
- ・ 季節調整法を適用する際の推計に使用するデータ期間、オプション等の選定に当たっては、それぞれの系列に対して統計作成機関において適切と考えられ、客観性が保たれる基準を採用し、継続的に使用する。
- ・ データの追加又は期間の追加に伴って、オプション等の変更又は過去の季節調整値の変更を実施する頻度については、あらかじめ統計作成機関において基準を定め、利用者の利便性を考慮して、継続的にその基準を使用する。
- ・ 適用している季節調整法については、その名称、推計に使用しているデータの期間、オプション等の選択基準、選定したオプション等の季節調整に関する情報を報告書等に掲載する。

また、適用している季節調整法、オプション等の選択基準等の変更を行う場合は、変更の趣旨及び変更後の手法、基準等についても、報告書等に掲載する。

- ・ 統計作成機関は、季節調整法に関する情報について、別途定める様式に従い、統計基

準部に提出することとする。

統計基準部は、統計作成機関から提出された各々の情報について、一覧性のある資料に取りまとめて、一般に開示する。

参考資料 2 季節調整法の適用状況（府省等別）

（この資料は、総務省のウェブサイト <http://www.stat.go.jp> からの転載である。）

（平成 17 年 4 月 25 日時点）

府省等名	調査名	系列	季節調整法	選定理由	データ期間	オプション選択基準	オプション等の見直しの頻度	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	備考	
内閣府	機械受注統計調査	消費者態度指数（一般世帯、全国）	X-11	安定性を重視	S62.4～H17.3	特異項管理限界：下限 2.0σ、上限 3.0σ		年 1 回（毎年 3 月までのデータが揃った段階でデータを追加し、季節調整替えを行う）	平成 17 年 4 月実績より X-12-ARIMA 中の X-11 に移行予定	
					S57 第 2 四半期～H17 第 1 四半期					
	消費動向調査（全国、月次）	消費者意識指標（消費態度指数構成 4 項目）	X-11	安定性を重視	S57 第 2 四半期～H17 第 1 四半期	標準使用			年 1 回（毎年 1 四半期までのデータが揃った段階でデータを追加し、季節調整替えを行う）	
					H3 第 2 四半期～H17 第 1 四半期					
					H3 第 2 四半期～H17 第 1 四半期					
					H3 第 2 四半期～H17 第 1 四半期					
					H3 第 2 四半期～H17 第 1 四半期					
					H3 第 2 四半期～H17 第 1 四半期					
	投資環境指数（営業利益（製造業））	投資環境指数（総資本額（製造業））	X-11	安定性を重視	S49 第 4 四半期～H16 第 4 四半期	標準使用	RegARIMA モデルの選択:AIC 最小化基準等により選択 (210)(112)、閏年調整（事前調整）、予測期間 4 期		年 1 回（毎年 12 月又は第 4 四半期のデータが揃った段階でデータを追加し、季節調整替えを行う）	
					S50.1～H16.12					
	景気動向指数	大口電力使用量	X-12-ARI MA	季節調整法としての成熟度及び操作性を重視	S49 第 4 四半期～H16 第 4 四半期	RegARIMA モデルの選択:AIC 最小化基準等により選択 (212)(012)、曜日調整（ユーザー変数タイプのホリデーファイルも使用）、閏年調整、予測期間 60 か月				
					S50.1～H16.12					
景気動向指数	営業利益（全産業）	X-12-ARI MA	季節調整法としての成熟度及び操作性を重視	S49 第 4 四半期～H16 第 4 四半期	RegARIMA モデルの選択:AIC 最小化基準等により選択 (210)(011)、予測期間 4 期					
				S50.1～H16.12						

府省等名	調査名	系列	季節調整法	選定理由	データ期間	オブション選択基準	オブション等の見直し等の頻度	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	備考
		実質法人企業設備投資 (全産業)	X-12-ARI MA	季節調整法としての成熟度及び操作性を重視	S49 第4四半期～ H16 第4四半期	RegARIMAモデルの選択:AIC最小化基準等により選択(212)(110)、曜日調整、予測期間8期			
		法人税収入	X-11	安定性を重視	S50.1～H16.12	特異項管理限界: 下限1.5σ, 上限9.9σ			
	国民経済 計算年報	国内総支出	X-12-ARI MA	季節調整法としての成熟度及び操作性を重視	S55 第1四半期～ H5 第4四半期	次数の81通りのARIMAモデル((0,1,0)(0,1,0)～(2,1,2)(2,1,2))からAIC最小化基準によりモデル選定		年1回(毎年確報値の公表に合わせて当該年度分のデータを追加し、季節調整値を行う。)	
		H6 第1四半期～ H16 第1四半期			S55 第1四半期～ H16 第1四半期				
	四半期別 GDP速報	GDP関連項目	X-12-ARI MA	季節調整法としての成熟度及び操作性を重視	S55 第1四半期～ H5 第4四半期	次数の81通りのARIMAモデル((0,1,0)(0,1,0)～(2,1,2)(2,1,2))からAIC最小化基準によりモデル選定		各四半期毎に最新データに基づき季節調整値を行う。 モデル変更については年1回(毎年確報値の公表に合わせて、1年分のデータを追加して季節調整モデルの変更を行う。)	
		雇用者報酬			S55 第1四半期～ H6 第1四半期				
	四半期別 民間企業 資本ストック速報		X-12-ARI MA	季節調整法としての成熟度及び操作性を重視	S55 第1四半期～ H5 第4四半期	標準使用		H6第1四半期以降を対象に年1回(毎年第1四半期までの確報値が揃った段階で、1年度分のデータを追加して季節調整値を行う。)	
					S55 第1四半期～ H6 第1四半期				
総務省	労働力調査		X-11	過去からの継続性と安定性を重視	S47.1～(毎年12月までのデータが揃った段階でデータ追加)	特異項管理限界: 下限9.8σ, 上限9.9σ		年1回(毎年12月までのデータが揃った段階で、データを追加して再計算を行う。それまでは、前年12月までのデータを使用し、暫定季節指数により季節調整値を計算している。また、再計算した季節調整値は、データの始期まで溯って公表している。)	
					S50.1～(毎年12月までのデータが揃った段階でデータ追加)				
総務省	家計調査	金額指数	X-11	過去からの継続性と安定性を重視	S50.1～(毎年12月までのデータが揃った段階でデータ追加)	特異項管理限界: 下限2.0σ, 上限3.0σ		年1回(毎年12月までのデータが揃った段階で、データを追加して再計算を行う。それまでは、前年12月までのデータを使用し、暫定季節指数により季節調整値を計算している。また、再計算した季節調整値は、データの始期まで溯って公表している。)	
		消費水準指数							

府省等名	調査名	系列	季節調整法	選定理由	データ期間	オプション選択基準	オプション等の見直し頻度	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	備考
	消費者物価指数		X-11	過去からの継続性と安定性を重視	H8.1～(毎年12月までのデータが揃った段階でデータ追加)	特異項管理限界：下限2.0σ、上限3.0σ		年1回(毎年12月までのデータが揃った段階で、データを追加して再計算を行う。それまでは、前年12月までのデータを使用し、暫定季節指数により季節調整値を計算している。また、再計算した季節調整値は、データの始期まで遡って公表している。)	
	財務省景気予測調査		X-11	過去からの継続性を重視	S58.5～H14.5	標準使用		毎四半期調査(毎回、確定値として公表しており、暫定値は作成していない。また、遡及計算はデータ期間の最初まで行う)	
財務省	法人企業統計調査(四半期別調査)	項目・売上高、経常利益、設備投資業種・全産業、製造業、非製造業	X-12-ARI MA (version0.29)	季節調整の適切性及び、安定性の比較結果等より選定	S60.4～6月期以降	RegARIMAモデルの選択:AIC最小化基準等により選択 売上高(211)(211)消費 製造業(111)(212)消費 税効果なし(212)(211)消費 非製造業(110)(012)消費 税効果あり(212)(012)消費 設備投資(212)(011)消費 税効果なし(212)(011)消費 税効果なし	年1回 毎年度第1四半期(4～6月期)調査公表時	年1回 毎四半期ごとに、新たなデータを追加してRegARIMAモデルによる推定を行い、当該調査期の季節調整済前期比増加率を公表する。なお、過去の増加率の改訂は、毎年度第1四半期(4～6月期)分の発表日に遡及して行う。	本統計調査においては、平成13年10～12月期調査より季節調整前期比増加率を公表することとした。
	貿易統計	輸出総額、輸入総額	X-12-ARI MA (Release Version0.2.10)	季節調整の適切性及び、安定性の比較結果等より選定	最新120ヶ月分	RegARIMAモデルの選択:AIC最小化基準等により選択 輸出(212)(011) 輸入(110)(011)	年1回	毎月	

府省等名	調査名	系列	季節調整法	選定理由	データ期間	オプション選択基準	オプション等の見直し頻度	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	備考
	国際収支統計	輸出、輸入、輸送(受)、輸送(払)、旅行(受)、旅行(払)、その他サービス(受)、その他サービス(払)、雇業者報酬(受)、雇業者報酬(払)、直接投資収益(受)、直接投資収益(払)、証券投資収益(受)、証券投資収益(払)、その他投資収益	X-12-ARIMA MA フォールバック オプション (0.2.9)	季節調整の適切性及び安定性の比較結果等から選定	H8.1～H13.12	ARIMA モデル選択:原系列の自己相関度合い・各モデルのAIC 値等 曜日調整及び予測機能使用: 季節調整の適切性及び安定性分析	年2回	年2回(前年12月分までのデータ(前年10～12月分)は速報ベースのデータ)を用いて季節調整をかけ直し、全データの遡及計算を行う(3月頃)。さらに、前年12月分までの確報ベースのデータが揃った後、再度季節調整をかけ直し、全データの遡及計算を行う。(5月頃。)	
厚生労働省	毎月勤労統計調査	各指数及び入・離職率(月次及び四半期)	X-12-ARIMA(X-11 デフォルト)	X-12-ARIMAへの移行を進めるという旧労働省政策調査部の方針により季節調整法を変更したが、過去の継続性を重視しX-11デフォルトを用いることとした。	原則として、指数作成開始時点からH16年12月までであるが、指数作成開始時点がS27年1月である系列については、S30年1月からH16年12月までである(ただし、毎年12月までのデータが揃った段階でデータ追加)	継続性を重視し、旧X-11の標準型を使用している。また、季節調整のタイプは乗法型としている。	H12年1月分調査から、それぞれで用いていたX-11を替えてX-12-ARIMAを用いることとした。その後特段の見直しは行っていない。	年1回(毎年12月分までのデータが揃った時点で、季節調整指数(入・離職率)については季節調整済みのデータについて替え)。それ以降のデータについては、前述の季節要素を暫定季節要素として用いて算出している。また、季節調整に伴うデータ改定は、始期に溯り行っている。)。	合成系列である実質賃金指数及び入・離職率については、これらを算出するのに用いている分子、分母の系列それぞれに季節調整を行い、その結果の比をとることにより行っている(消費者物価指数の季節調整と同一手法)。事業所規模30人以上の実質賃金指数については、S45年1月を推計に使用している。データの始期としている。 四半期の季節調整値は、月次の季節調整値の四半期平均値である。

府省等名		調査名	労働経済 労働意向調査	系列	生産・売上、所定外労働時間、常用雇用労働者、パートタイム労働者、派遣労働者のそれぞれについて、増加事業所割合、減少事業所割合、判断D.I.の実績、実績見込み及び見込み（四半期）	季節調整法	X-12-ARI MA(X-11 デフォルト)	選定理由	X-12-ARIMAへの移行を進めるという旧労働省政策調査部の方針により季節調整法を変更したが、過去の継続性を重視しX-11デフォルトを用いることとした。	データ期間	原則として、H11年2月調査からH17年2月調査までである。（ただし、毎年2月調査のデータが揃った段階でデータ追加）。	オブション等の見直し の頻度	H12年5月調査から、それまで用いていたX-11に替えてX-12-ARI MAを用いることとした。その後特段の見直しは行っていない。	データ追加に伴う季節調整値の 改訂頻度	年1回、第1四半期の集計終了後、過去全期間のデータを季節調整するとともに、向こう1年分の予測季節要素を算出し、第2四半期から次の年の第1四半期までの4四半期分は、この予測季節要素をもって季節調整を行う。	備考	合成系列である判断D.I.の実績、実績見込み及び見込みについては、これらを算出するのには用いる増加事業所割合、減少事業所割合の系列それぞれに季節調整を行い、その差をとることにより行っている。また、H16年2月調査から産業分類を変更したことに伴い、ほとんどこの系列においてデータの開始期間はH11年2月調査からとなっている。
		職業安定 業務統計		求人数、求職者数、求人倍率、就職件数（月次及び四半期）	過去からの継続性を重視	X-12-ARI MA(X-11 パート)		データ追加に伴う季節調整値の 改訂頻度	年1回（毎年12月までのデータが揃った時点でいい、季節調整値と季節要素を算出している（季節調整）。それ以降のデータについては、前述の季節要素を暫定季節要素として用いて算出している。また、季節替えに伴うデータ改定は、始期に溯り行っている。）	S58年に特異管理限界を下 限1.5σ、上限2.5σから現行のものに改めた以外に行っていない。		合成系列である求人倍率については、これらを算出するのには用いる分母（求職者数）の系列それぞれに季節調整を行い、その結果の比をとることにより行っている。四半期の季節調整値は、月次の季節調整値の四半期平均値である。ただし、求人倍率については、これを算出するのには用いる分母、分子の系列それぞれの四半期の季節調整値の比をとることによって、四半期の季節調整値としている。					
経済産業省		鉱工業指数	生産・出荷、在庫・在庫率指数、稼働率指数、製造工業生産予測指数		X-12-ARIMAで用いられる事前調整型の曜日・祝祭日調整の実施を考慮	X-12-ARI MA (Final Version 0.2.10)		選定理由	AIC値が小さく、かつ階数が比較的小さいモデルを選ぶという観点により、ARIMAモデル(0,1,1)(0,1,1)、閏年及び祝祭日を加味した2曜日調整、予測無しのモデルを選択した。	データ追加に伴う季節調整値の 改訂頻度	年1回、前年分の季節指数及び季節調整済指数を再計算し、原データの年間補正と併せて改訂する。	基準改定ごと (5年に1回)	在庫・在庫率指数は曜日調整を行わずX-11デフォルトを用いる。				

府省等名	調査名	系列	季節調整法	選定理由	データ期間	オプション選択基準	オプション等の見直し頻度	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	備考
国土交通省	規模別製造工業生産指数	生産・出荷・在庫・在庫率指数	X-12-ARIMA (Final Version 0.2.10)	X-12-ARIMA で用いられる事前調整型の曜日・祝祭日調整の実施を考慮	前年から過去7年分	鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)に準ずる。	オプション等なし	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	在庫・在庫率指数は曜日調整を行わず X-11 デフォルトを用いる。
	商業販売額指数		X-12-ARIMA (Final Version 0.2.10)	X-12-ARIMA で用いられる事前調整型の曜日・祝祭日調整の実施を考慮	前年から過去7年分	AIC 値が小さく、かつ階数が比較的小さいモデルを選ぶという観点により、ARIMA モデル(0,1,1) (0,1,1), 閏年及び祝祭日を加味した 2 曜日調整, 予測無しモデルを選択した。	基準改定ごと(5年に1回)	年1回, 前年分の季節指数及び季節調整指数を再計算し, 原データの年間補正と併せて改訂する。	H10 年年間補正 (H11 年1月分速報) 以降で実施
	第3次産業活動指数		X-12-ARIMA (Final Version 0.2.10)	X-12-ARIMA で用いられる事前調整型の曜日・祝祭日調整の実施を考慮	前年から過去7年分	AIC 値が小さく、かつ階数が比較的小さいモデルを選ぶという観点により、ARIMA モデル(0,1,1) (0,1,1), 閏年及び祝祭日を加味した 2 曜日調整, 予測無しモデルを選択した。	基準改定ごと(5年に1回)	年1回, 前年分の季節指数及び季節調整指数を再計算し, 原データの年間補正と併せて改訂する。	＝
	建設労働需給調査		X-11	過去からの継続性を重視	S55.1～H16.12	標準使用		年1回(毎年12月までのデータがそろった段階でデータを追加して季調替え, それまでは前年・前々年のデータを使用して暫定季節指数を作成し, 暫定値を作成している。)	
	建設工事受注動態統計調査(大手50社調査)		X-11	過去からの継続性を重視	S59.4～H16.12	標準使用		年1回(毎年12月までのデータがそろった段階でデータを追加して季調替え, それまでは前年・前々年のデータを使用して暫定季節指数を作成し, 暫定値を作成している。)	
	建築動態統計調査	建築物着工, 住宅着工	X-11	過去からの継続性を重視	S40.1～H16.12	標準使用		年1回(毎年12月までのデータがそろった段階でデータを追加して季調替え, それまでは前年・前々年のデータを使用して暫定季節指数を作成し, 暫定値を作成している。)	
	輸送指数		X-12 ARIMA (X-11 パート)	過去からの継続性を重視	S45.1～H16.6	休日調整・閏年調整		年2回	他手法との比較中

府省等名	調査名	系列	季節調整法	選定理由	データ期間	オプション選択基準	オプション等の見直し頻度	データ追加に伴う季節調整値の改訂頻度	備考
日本銀行	トラック輸送情報		X-12-ARIMA (X-11パート)	過去からの継続性を重視	H1.1～H13.12	休日調整・閏年調整		年1回	他手法との比較中
	船員月間有効求人倍率		EPA法	過去からの継続性を重視	S5.2～データ入力年月	標準型を使用		毎月	他手法との比較中
	銀行券発行高	銀行券発行高平残、 銀行券発行高未残	X-12-ARIMA	安定性(MPD値)およびMAPR(値)およびパワースペクトル分析の比較結果等を考慮	S30.1～H16.12	原系列のACFやPACF、モデルのAIC値、推定パラメータの有意性、Ljung-BoxのQ統計量等をもとに総合的に判断	年1回	年1回(毎年12月分までのデータが揃った段階で季節調整値を再計算し、全データについて遡及計算を行う。なお、それまでの各月分<1～12月分>については、季節要素の予測値<前年12月分までのデータから算出>を用いて季節調整値を計算し、公表する)。	
	マネーサプライ関連統計	M2+CD平残、準通貨平残 M2+CD未残、M1未残 M1平残、現金通貨平残、預金通貨平残 広義流動性平残	X-12-ARIMA	安定性(MPD値)およびMAPR(値)およびパワースペクトル分析の比較結果等を考慮	S42.1～H16.12 S30.1～H16.12 S38.1～H16.12 S55.1～H16.12	原系列のACFやPACF、モデルのAIC値、推定パラメータの有意性、Ljung-BoxのQ統計量等をもとに総合的に判断	年1回	年1回(毎年、M2+CDの12月権限分までのデータが揃った段階で季節調整値を再計算し、現行ベース計数(98年4月～)の全データについて遡及計算を行う。なお、それまでの各月分<1～12月分>については、季節要素の予測値<前年12月分までのデータから算出>を用いて季節調整値を計算し、公表する)。	CD平残については、H16年3月以降、季節調整を取り止め。
		マネーベース平残準備率調整後、マネーベース平残準備率調整前	X-12-ARIMA	安定性(MPD値)およびMAPR(値)およびパワースペクトル分析の比較結果等を考慮	S45.1～H16.12	原系列のACFやPACF、モデルのAIC値、推定パラメータの有意性、Ljung-BoxのQ統計量等をもとに総合的に判断	年1回	年1回(毎年、12月分までのデータが揃った段階で季節調整値を再計算し、全データについて遡及計算を行う。なお、それまでの各月分<1～12月分>については、季節要素の予測値<前年12月分までのデータから算出>を用いて季節調整値を計算し、公表する)。	

府省 等名	調査名	系列	季節調整 法	選定理由	データ期間	オプション 選択基準	オプション 等の見直し の頻度	データ追加に伴う季節調整値の 改訂頻度	備考
	実質輸出 入	実質輸出、実質輸入、実 質貿易収支	X-12-ARI MA	X-12-ARIMAで 用いられる事前 調整型の曜日・ 祝祭日調整の実 施を考慮	S50.1～H17.2	原系列のACFやPACF、モデ ルのAIC値、推定パラメータ の有意性、Ljung-BoxのQ 統計量等をもとに総合的に判 断	年1回	年1回（毎年、直近2月までの データが揃った段階で季節調整 をかけ直し、全データについて 適及改訂を行う。なお、先行き 1年分<3月～翌年2月分>に ついては、季節要素の予測値を 用いて季節調整済値を計算。）	
	販売統計 合成指数	店舗調整前、店舗調整後	X-12-ARI MA	X-12-ARIMAで 用いられる事前 調整型の曜日・ 祝祭日調整の実 施を考慮	H5.4～H17.3	原系列のACFやPACF、モデ ルのAIC値、推定パラメータ の有意性、Ljung-BoxのQ 統計量等をもとに総合的に判 断	年1回	年1回（毎年3月までのデータ がそろった段階でデータを追加 して季節調整をかけ直し、全デ ータについて適及改訂を行う。）	

注1 季節調整を行っている統計・指数があるとの報告があった分のみを掲載している。また、基本的に報告の内容をそのまま記載した。

注2 「オプション選択基準」欄において、記述事項以外のオプションは標準のものをを用いている。

参考資料 3 祝日と休日の変遷

(1) 国民の祝日

	1948年	1949～1965年	1966年	1967～1988年	1989～1995年	1996～1999年	2000～2002年	2003～2006年	2007年以降
元日		1月1日	1月1日	1月1日	1月1日	1月1日	1月1日	1月1日	1月1日
成人の日		1月15日	1月15日	1月15日	1月15日	1月15日	1月の第2月曜日	1月の第2月曜日	1月の第2月曜日
建国記念の日				2月11日	2月11日	2月11日	2月11日	2月11日	2月11日
春分の日		春分日	春分日	春分日	春分日	春分日	春分日	春分日	春分日
昭和の日									4月29日
憲法記念日		5月3日	5月3日	5月3日	5月3日	5月3日	5月3日	5月3日	5月3日
みどりの日					4月29日	4月29日	4月29日	4月29日	5月4日
こどもの日		5月5日	5月5日	5月5日	5月5日	5月5日	5月5日	5月5日	5月5日
海の日						7月20日	7月20日	7月の第3月曜日	7月の第3月曜日
敬老の日			9月15日	9月15日	9月15日	9月15日	9月15日	9月の第3月曜日	9月の第3月曜日
秋分の日	秋分日	秋分日	秋分日	秋分日	秋分日	秋分日	秋分日	秋分日	秋分日
体育の日			10月10日	10月10日	10月10日	10月10日	10月の第2月曜日	10月の第2月曜日	10月の第2月曜日
文化の日	11月3日	11月3日	11月3日	11月3日	11月3日	11月3日	11月3日	1月3日	11月3日
勤労感謝の日	11月23日	11月23日	11月23日	11月23日	11月23日	11月23日	11月23日	11月23日	11月23日
天皇誕生日		4月29日	4月29日	4月29日	12月23日	12月23日	12月23日	12月23日	12月23日
関係法令	国民の祝日に関する法律(祝日法) 昭和23(1948)年7月20日法律第178号(即日施行) 1966(昭和41)年6月25日法律第86号(即日施行)		1966(昭和41)年6月25日法律第86号(即日施行)	建国記念の日となる日を定める政令(昭和41年12月9日号外特政令第376号)	1989(平成元)年2月17日法律第5号(即日施行)	1995(平成7)年3月8日法律第22号(1996(平成8)年1月1日施行)	1998(平成10)年10月21日法律第141号(2000(平成12)年1月1日施行)	2001(平成13)年6月22日法律第59号(2003(平成15)年1月1日施行)	2005(平成17)年5月20日法律第43号

(注) 春分日と秋分日は、前年の2月に国立天文台が計算し、官報で発表する。

(2) その他の休日関連法

対象期日	内容
1959(昭和34)年4月10日	皇太子明仁親王の結婚の儀の行われる日を休日とする法律(昭和34年法律第16号)
1973(昭和48)年4月12日から	昭和48年法律第10号「振替休日(祝日と日曜が重なったとき)」(祝日法第3条第2項)を追加
1985(昭和60)年12月27日から	昭和60年法律第103号「国民の休日(5月4日)」(祝日法第3条第3項)を追加
1989(平成元)年2月24日	昭和天皇の大喪の礼の行われる日を休日とする法律(平成元年法律第4号)
1990(平成2)年11月12日	即位礼正殿の儀の行われる日を休日とする法律(平成2年法律第24号)
1992(平成4)年5月1日から	一般職の職員の給与等に関する法律及び行政機関の休日に関する法律の一部を改正する法律(平成4年法律第28号) 公務員の完全週休2日制
1993(平成5)年6月9日	皇太子徳仁親王の結婚の儀の行われる日を休日とする法律(平成5年法律第32号)

参考資料 4 ARIMA モデル及びスペクトル分析

(この資料は、Priestley[5]を参考にして作成した。また、この資料は、厳密さを多少犠牲にして、直感的な理解に重点を置いて作成した。)

1 ARIMA モデル

ARIMA モデルとは、時系列データを表現するひとつの方法である。この方法では、時系列データが、ARIMA 過程 (Integrated autoregressive/moving-average process) と呼ばれるある種の確率過程 (時間とともに変化する確率変数) の実現値だとみなす。

(時系列データと確率過程)

時系列データ (実現値) と確率過程の関係は、次のように理解される。例えば、 t 月の新規求人数を x_t と書くと、これは、たったひとつの定まった数字である (2004 年 12 月の新規求人数は 66 万 8,331 人に決まっている)。しかし、分析の上では、これは、潜在的にいろいろな可能性があったうちのひとつが偶然に実現したに過ぎないとみなす。その「いろいろな可能性」を X_t という確率変数で表す。 x_t を並べた x_1, x_2, \dots を時系列データと称し、 X_t を並べた X_1, X_2, \dots を確率過程と称する。

なお、時間 t は本来連続的に流れるが、ここでは、簡単のため、第 1 月、第 2 月、…と飛び飛びに推移する (「離散パラメータ系列」という) と考える。

(AR 過程)

ARIMA 過程の説明の前に簡単な確率過程をいくつか説明する。 x_t を時系列データ、 X_t をその背後の確率過程とする。 X_t が次のように表されるとき、 X_t は、 p 次の AR 過程 (autoregressive process、自己回帰過程) に従うという。

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t \quad [1]$$

ここで、 $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ は実数である。また、 a_t は、期待値が 0 で時間的に無相関 ($t \neq s$ のとき $Cov(a_t, a_s) = 0$) な確率過程である。以下、このような確率過程 a_t を「ホワイトノイズ」ということにする。AR 過程では、過去 p 期の値と、現時点のホワイトノイズで現時点の値が定まる。

B を 1 期前の値をとる作用素とする。すなわち、 $B(X_t) = X_{t-1}$ とする。 $B(X_t)$ のことを BX_t とも書く。 B は、「バックシフトオペレータ」と呼ばれる。また、 B の多項式 $\phi(B)$ を次のように定める。

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

すると、[1]式は、次のようにも書ける。

$$\phi(B)X_t = a_t$$

通常、AR 過程では、「定常性 (stationarity)」という望ましい性質を持たせるため、「 $\phi(B)$ の根の絶対値はすべて 1 より大きい」という条件を付ける。

(MA 過程)

X_t を確率過程とする。 X_t が次のように表されるとき、 X_t は、 q 次の MA 過程 (moving-average process、移動平均過程) に従うという。

$$X_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \cdots + \theta_q a_{t-q} \quad [2]$$

ここで、 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ は実数である。また、 $a_t, a_{t-1}, \dots, a_{t-q}$ は、ホワイトノイズである。MA 過程では、過去 q 期のホワイトノイズと、現時点のホワイトノイズの加重移動平均で現時点の値が定まる。なお、ウェイトの和は、 $1 + \theta_1 + \theta_2 + \cdots + \theta_q = 1$ になるとは限らず、これは厳密には平均といえない。しかし、この分野では伝統的に「移動平均 (moving-average)」という言葉が使われている。

バックシフトオペレータ B の多項式 $\theta(B)$ を次のように定める。

$$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q$$

すると、[2]式は、次のようにも書ける。

$$X_t = \theta(B)a_t$$

通常、MA 過程では、「反転可能性 (invertibility)」という望ましい性質を持たせるため、「 $\theta(B)$ の根の絶対値はすべて 1 より大きい」という条件を付ける。

(ARMA 過程)

X_t を確率過程とする。 X_t が次のように表されるとき、すなわち、 X_t が AR 過程と MA 過程の組み合わせで表されるとき、 X_t は次数 (p, q) の ARMA 過程 (autoregressive/moving-average process) に従うという。

$$\phi(B)X_t = \theta(B)a_t$$

(ARIMA 過程)

さらに、 X_t に d 回の階差を施して次数 (p, q) の ARMA 過程に従うとき、 X_t は次数 (p, d, q) の ARIMA 過程 (Integrated autoregressive/moving-average process) に従うという。

1 回の階差は、 $X_t - X_{t-1} = (1 - B)X_t$ と表すことができる。一般に d 回の階差は $(1 - B)^d X_t$ と表すことができる。したがって、ARIMA 過程は、次の式で表現できる。

$$\phi(B)(1 - B)^d X_t = \theta(B)a_t \quad [3]$$

なお、本文図表 1-2-2 の式

$$\phi(B)\Phi(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D(\log(y_t) - \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}) = \theta(B)\Theta(B^{12})a_t$$

は、複雑にみえるが、[3]式の特例に過ぎない。

$$\phi(B)\Phi(B^{12}) \rightarrow \phi(B)$$

$$\theta(B)\Theta(B^{12}) \rightarrow \theta(B)$$

$$(1-B^{12})^D(\log(y_t) - \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}) \rightarrow X_t$$

と置いてみればよい。

2 スペクトル分析

スペクトル分析は、「定常過程 (stationary process)」と呼ばれるある種の確率過程について、何種類かの波が重なったものとして表現し、どの周波数の波が強いか、という側面に焦点をあてて分析する手法である。工学の分野で発展してきた手法であるが、経済学等の分野でも使われるようになってきている。

(定常過程)

定常過程とは、本質的に同じ状態が続く確率過程である。確率過程だから実現値はその時々偶然でばらつくものの、期待値など基本的な性質が不変ということである。

厳密な定義は、文献によって多少違いがある。ここでは、確率過程 X_t が次の 3 条件を満たすとき「定常過程」ということにする。これは「弱定常過程 (weakly stationary process)」とか「次数 2 まで定常 (stationary up to order 2)」とか呼ばれることもある。

- ① 期待値 $E(X_t)$ 及び分散 $V(X_t)$ が存在する。
- ② 期待値 $E(X_t)$ は、 t によらず一定。
- ③ 共分散 $Cov(X_{t+\tau}, X_t)$ は、 t によらず τ だけで定まる。

(自己共分散関数)

定常過程の主要な性質は、現在と過去がどのように関係しているかということ、すなわち、共分散 $Cov(X_{t+\tau}, X_t)$ の特性に集約される。③の条件により、これは t に無関係に τ だけで定まる関数である。これを $R(\tau)$ と書き、「自己共分散関数 (autocovariance function)」と呼ぶ。

$$R(\tau) = Cov(X_{t+\tau}, X_t)$$

(パワースペクトル)

スペクトル分析でよく使われるのは、「パワースペクトル (power spectrum)」と呼ばれる指標である。これは、周波数 (frequency) の関数として表される。パワースペクトルは、「ど

の周波数の波が強いか」を表す指標である。

相関（又は自己共分散）とパワースペクトルの関係は、それほど単純でない。ある周波数のパワースペクトルが大きいとき、元の X_t では、その周波数の逆数に当たる間隔での相関が強い（例えば、月単位で考えたとき、 $1/12 \times 2\pi$ の周波数でのパワースペクトルが大きければ、12 か月間隔の相関が強い）。しかし、それだけにとどまらず、 $1/12 \times 2\pi$ の任意の整数倍のパワースペクトルが大きい場合も、12 か月間隔の相関が強い（ $2/12 \times 2\pi$ 、 $3/12 \times 2\pi$ 、 $4/12 \times 2\pi$ 、 $5/12 \times 2\pi$ 、 $6/12 \times 2\pi$ のいずれの周波数でパワースペクトルが大きい場合でも、12 か月間隔の相関が強い）。

具体的に、定常過程 X_t に対応するパワースペクトル $h(\omega)$ は、次の式で表される（ ω は周波数）。

$$h(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} R(\tau)$$

反対に、 $h(\omega)$ から $R(\tau)$ を計算することもできる。次の式で表される。

$$R(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega\tau} h(\omega) d\omega$$

（周波数領域と時間領域）

$h(\omega)$ と $R(\tau)$ のいずれからでも他方が計算できる事実は、重要である。定常過程 X_t の基本的特性は $R(\tau)$ に集約されると考えられる。 $h(\omega)$ から $R(\tau)$ が計算できるということは、 $R(\tau)$ が持つ情報のすべてを $h(\omega)$ が持っているということ、すなわち、理論上は、 $h(\omega)$ を調べることにより $R(\tau)$ のすべての性質（ X_t の基本的特性）を調べ尽くすことができるということである。逆も成立する。

パワースペクトル $h(\omega)$ の解析を周波数領域（frequency domain）の解析、自己共分散関数 $R(\tau)$ の解析を時間領域（time domain）の解析と呼ぶことがある。この2つは、上に述べたように、理論的には同値である。同じものを見ているのにその見る角度が違うだけ、といってよい。ただ、外見が大分違うので、実用上は、問題の性質によって適宜使い分けることになる。

（ワルドの定理）

パワースペクトル $h(\omega)$ と自己共分散関数 $R(\tau)$ をどのように使い分けるかについては、基本的には時間領域と周波数領域のどちらに関心があるかによって定まる。ただ、経済分析で使うような場合には、下の命題もヒントになる。

次の質問を考えてみよう。「定常過程 X_t があれば、それに対応する自己共分散関数 $R(\tau)$ やパワースペクトル $h(\omega)$ が存在する。では、反対に、まず自由に関数を定めてそれを $R(\tau)$ や $h(\omega)$ と記したとき、それらを自己共分散とするような定常過程 X_t や、パワースペクトルと

するような定常過程 X_t が存在するのだろうか?」。次の命題がその回答である。

命題 「ある強い条件を満たした関数しか自己共分散関数になれない。それに対し、ほぼどんな関数でもパワースペクトルになれる。」

例えば、3 か月前との相関が強い時系列データがあったとすると、これは、6 か月前や 9 か月前ともある程度の相関があるはずである。すなわち、 $R(3)$ が大きかったとすると、 $R(6)$ や $R(9)$ もある程度大きい必要がある。どんな関数でも自己共分散関数になれるわけではない。一方、 $h(\omega)$ については、実用上問題にならない極めて緩い条件さえ満たせば、どんな関数でも定常過程のパワースペクトルになり得る。この命題を精緻化したものは、ワルドの定理 (Wold's Theorem) として知られている (時間を連続パラメータで捉えるときは Wiener-Khinchine の定理)。

誤解を恐れずに言えば、自己共分散関数 $R(\tau)$ は、強い条件が課せられているが故に、性質が異なる 2 つの定常過程が、見た目には似たような自己共分散関数を持つことがある (経済統計では波打ちながら徐々に減衰する形状になることが多い)。ただ、自己共分散関数は、相関関係を直接表現しているため、直感的なイメージが湧きやすく、実際の経済活動等との関係を把握しやすい。一方、パワースペクトル $h(\omega)$ の方は、直感的イメージの点で劣る場合があるものの、個々の定常過程の特性を鮮明に峻別できるという点で、優れる場合がある。

参考資料 5 外挿予測誤差を使った判断指標

外挿予測誤差 (OSFE: Out-of-Sample Forecast Error) とは、例えば 2003 年 12 月までのデータで推計された推計式で 2004 年 1 月や 2004 年 12 月などの予測を行うものである。前者は 1 か月先の予測、後者は 12 か月先の予測となる。この外挿予測値と実現値との差が外挿予測誤差である。

($SS_{h,M}^{(2)}$ 指標)

外挿予測誤差は、推計式の当てはまりを最も直接的に表す指標であるが、月々の数値が安定しないという難点がある。そこで、次のような指標を用いる (Findley, Monsell, Bell, Otto, and Chen[9])。

第 1 月から第 N 月までの観測データがあるものとする。 h か月先の予測を考えるものとする。 N_0 を $N-h$ より小さい数値とする。 $N_0 \leq t \leq N-h$ なる t に対して、 Y_{t+h} を $t+h$ 月の実現値とする。また、第 1 月から第 t 月までのデータから推計された推計式による $t+h$ 月の予測値を $Y_{t+h|t}$ とする。 M が $N_0, N_0+1, \dots, N-h$ の間を動くとき、外挿予測誤差 $e_{t+h|t}$ 及びその平方和 $SS_{h,M}$ を次のように定義する。

$$e_{t+h|t} = Y_{t+h} - Y_{t+h|t}$$

$$SS_{h,M} = \sum_{t=N_0}^M e_{t+h|t}^2$$

いま、2 つのモデルを比較する場合を考える。それぞれのモデルで算定された $SS_{h,M}$ を $SS_{h,M}^{(1)}$ 、 $SS_{h,M}^{(2)}$ として、次のような $SS_{h,M}^{1,2}$ を判断指標とする。

$$SS_{h,M}^{1,2} = \frac{SS_{h,M}^{(1)} - SS_{h,M}^{(2)}}{SS_{h,N-h}^{(2)} / (N-h-N_0)}$$

$SS_{h,M}^{1,2}$ は、第 1 モデルと第 2 モデルの間の外挿予測誤差の大小関係を表す指標であって、 M が大きくなるほど安定性が増すと同時に最近の傾向を強く反映することになる。実際にこの指標を使うときには、 M を横軸にとり $SS_{h,M}^{1,2}$ を縦軸にとったグラフを描く。判断のためには、このグラフで M がどんどん大きくなったときの極限の状況 (安定性が増すと同時に最近の状況をより反映した状況) を想像する。仮に現時点で $SS_{h,M}^{1,2}$ が正だったとしても、グラフが右下がりならば将来負になることが予想される。この場合、第 1 モデルの方が選好される。このように、グラフに右下がりまたは右上がりの傾向がある場合は、現時点の $SS_{h,M}^{1,2}$ の正負ではなく、グラフの傾きを重視する。すなわち、右下がりの場合は第 1 モデルが選好され、右上がりの場合は第 2 モデルが選好される。

(AIC と外挿予測誤差)

AIC 等 (AIC 及びその派生指標 AICC や BIC など) も、外挿予測誤差と同様に推計式の

当てはまりを示す指標である。AIC 等は、計算が簡単であるが、推計式の誤差分布に一定の仮定を置いた推計値である。一方、外挿予測誤差は、なんら仮定を置かず当てはまりを直接計測したものであるが、シミュレーションのために大量のデータを必要とし、かつ、計算に時間もかかる。本研究では、これら両者の特性を考慮して、次の方針で使い分けた。

- ① 基本的に AIC 等を重視する。
- ② ただし、比較対照の推計式で被説明変数が異なる、計測期間が異なる、などの理由で AIC 等の適用が難しいケースでは、外挿予測誤差を利用する。

参考資料 6 適合基準のテスト結果

この資料は、本文図表 2-2-7 のバックデータである。適合したケースに○、適合しなかったケースに×を付した。

1 新規求職申込件数

	TD_lpyear					TD_rescale					TD_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	88	94	100	0	88	88	100	100	0	94	75	88	94	0	88
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×
1981.1-2000.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1982.1-2001.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1983.1-2002.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1984.1-2003.12	×	×	○	×	×	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1985.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	×	×	○
1986.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1987.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1988.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1989.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1990.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1991.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1992.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1993.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1994.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1995.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○

	TD1_lpyear					TD1_rescale					TD1_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	63	63	100	0	100	69	63	100	0	100	50	56	81	0	88
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1981.1-2000.12	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	×	×	×	×	○
1982.1-2001.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1983.1-2002.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○
1984.1-2003.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○
1987.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○
1988.1-2004.12	×	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1989.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1990.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1991.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1992.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1993.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1994.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1995.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○

	JD_lpyear					JD_rescale					JD_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	56	63	100	0	88	69	75	100	0	100	63	63	88	0	69
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1981.1-2000.12	×	×	○	×	○	○	○	○	×	○	×	×	○	×	×
1982.1-2001.12	×	×	○	×	○	○	×	○	×	○	×	×	○	×	×
1983.1-2002.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	○	×	×	×	×	○	×	○	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	○	×	×	×	×	○	×	○	×	×	○	×	×
1986.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1987.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1988.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1989.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1990.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1991.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1992.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1993.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1994.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1995.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○

	JD1_lpyear					JD1_rescale					JD1_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	0	25	75	0	100	0	31	75	0	100	0	0	50	0	63
1980.1-1999.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	○
1981.1-2000.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	○
1982.1-2001.12	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○
1983.1-2002.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	×	×	○
1984.1-2003.12	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○
1987.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○
1988.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1989.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	×
1990.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1991.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	×
1992.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1994.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	×
1995.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○	×	×	○	×	○

2 新規求人数

	TD_lpyear					TD_rescale					TD_nolpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	0	13	0	56	50	0	38	0	56	50	0	13	0	56	50
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	○	×	○	○	×	×	×	○	○
1989.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○
1990.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	○	×	○	○	×	×	×	○	○
1991.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	○	×	○	○	×	×	×	○	○
1992.1-2004.12	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○
1993.1-2004.12	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○
1994.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	○	×	○	○	×	×	×	○	×
1995.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○

	TD1_lpyear					TD1_rescale					TD1_nolpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	0	0	0	6	6	0	0	0	0	0	0	0	0	6	6
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×	○	○

	JD_lpyear					JD_rescale					JD_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	19	6	6	25	25	25	6	13	19	19	19	13	6	31	19
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	○	○	○	×	×	×	○	×	×	×	○	×
1993.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1994.1-2004.12	○	×	×	×	○	○	×	○	×	○	○	○	×	×	○
1995.1-2004.12	○	×	×	○	○	○	×	×	○	×	○	×	×	○	○

	JD1_lpyear					JD1_rescale					JD1_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	19	13	0	13	25	19	19	13	25	31	13	6	0	13	19
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○
1994.1-2004.12	○	○	×	×	○	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○
1995.1-2004.12	○	×	×	○	○	○	○	×	○	○	×	×	×	○	○

	TD_lpyear								TD_rescale							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	13	6	56	94	50	50	56	56	31	38	63	94	50	50	56	56
1980.1-1999.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	○	○	×	×	○	○	×	×	○	○
1988.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○
1989.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○
1990.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1991.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1992.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1993.1-2004.12	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1994.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1995.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○

	TD_nolpyear								TD1_lpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	6	6	56	94	50	50	50	56	0	0	25	50	6	19	6	31
1980.1-1999.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	×	○	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	×	×	×	×	×	○
1991.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	×	○	×	×	×	○
1992.1-2004.12	×	○	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	×	○	×	○
1993.1-2004.12	○	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	×	○	×	○
1995.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○

	TD1_rescale								TD1_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	0	0	50	81	25	25	19	44	0	0	25	31	6	6	6	19
1980.1-1999.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	×	×	×	○
1993.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	×	×	×	○
1995.1-2004.12	×	×	○	○	○	○	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○

	JD_lpyear								JD_rescale							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	50	50	56	94	56	50	56	63	50	56	69	100	56	56	56	63
1980.1-1999.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	○	×	×	○	○	×	×	×	○
1987.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○
1988.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1989.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1990.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1991.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1992.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1993.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1994.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1995.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○

	JD_nolpyear								JD1_lpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	50	50	56	94	56	50	56	63	50	56	63	88	50	50	63	63
1980.1-1999.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○
1988.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1989.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○
1990.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1991.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1992.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1993.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1994.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1995.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○

	JD1_rescale								JD1_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	56	56	75	100	56	56	63	63	50	56	56	81	31	50	63	63
1980.1-1999.12	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1981.1-2000.12	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	○	○	×	×	○	○	×	×	×	○	×	×	○	○
1987.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○	○
1988.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○
1989.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○
1990.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1991.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	×	○	○	○
1992.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1993.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1994.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1995.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○

3 有効求職者数

	TD_lpyear					TD_nolpyear					TD1_lpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	6	63	94	100	94	6	44	75	88	88	13	63	94	100	100
1980.1-1999.12	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	×	○	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1982.1-2001.12	×	×	○	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1983.1-2002.12	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	○
1984.1-2003.12	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	×	×	○	○	○
1985.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1986.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1987.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	×	○	○	○	○
1988.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	×	○	○	○	○
1989.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1990.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1991.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1992.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1993.1-2004.12	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1994.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	○	○	○	○	○
1995.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○

	TD1_nolpyear					JD_lpyear					JD_nolpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	19	63	75	94	94	0	69	100	100	100	0	38	81	100	88
1980.1-1999.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○
1982.1-2001.12	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	○	×
1984.1-2003.12	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1985.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1986.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○
1987.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1988.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1989.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	×	○	○
1990.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○
1991.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	×	○	○
1992.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○
1993.1-2004.12	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1994.1-2004.12	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○
1995.1-2004.12	○	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	×

	JD1_lpyear					JD1_nolpyear					JD3_lpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	0	19	38	100	100	0	13	25	94	100	6	6	81	100	100
1980.1-1999.12	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	○	○	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	○	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1982.1-2001.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○
1983.1-2002.12	×	×	×	○	○	×	×	×	×	○	×	×	×	○	○
1984.1-2003.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1985.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○
1986.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1987.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○
1988.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1989.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1990.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1991.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1992.1-2004.12	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○
1993.1-2004.12	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	×	○	○	○
1994.1-2004.12	×	×	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○
1995.1-2004.12	×	○	○	○	○	×	×	×	○	○	×	×	○	○	○

	JD3_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	0	13	75	100	100
1980.1-1999.12	×	○	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	○	○	○
1982.1-2001.12	×	×	×	○	○
1983.1-2002.12	×	×	×	○	○
1984.1-2003.12	×	×	○	○	○
1985.1-2004.12	×	×	×	○	○
1986.1-2004.12	×	×	○	○	○
1987.1-2004.12	×	×	○	○	○
1988.1-2004.12	×	○	○	○	○
1989.1-2004.12	×	×	○	○	○
1990.1-2004.12	×	×	○	○	○
1991.1-2004.12	×	×	×	○	○
1992.1-2004.12	×	×	○	○	○
1993.1-2004.12	×	×	○	○	○
1994.1-2004.12	×	×	○	○	○
1995.1-2004.12	×	×	○	○	○

4 有効求人人数

	TD_lpyear					TD_nolpyear					TD1_lpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	0	0	6	6	0	0	0	0	6	0	0	0	6	6	6
1980.1-1999.12	×	×	○	○	×	×	×	×	○	×	×	×	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×

	TD1_nolpyear					JD_lpyear					JD_nolpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	0	0	6	6	6	0	0	13	25	0	0	0	13	25	0
1980.1-1999.12	×	×	○	○	○	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×

	JD1_lpyear					JD1_nolpyear					JD3_lpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	0	0	0	6	0	0	0	0	6	0	0	0	6	6	6
1980.1-1999.12	×	×	×	○	×	×	×	×	○	×	×	×	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×

	JD3_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	0	0	6	6	6
1980.1-1999.12	×	×	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×

	TD_lpyear								TD_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	0	0	0	0	0	0	88	63	0	0	0	0	0	0	56	38
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○

	TD1_lpyear								TD1_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	0	0	0	0	0	6	44	31	0	0	0	0	0	0	31	31
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○

	JD_lpyear								JD_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	0	0	0	6	6	38	94	81	0	0	0	6	6	50	94	81
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	○	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1988.1-2004.12	×	×	×	○	×	○	○	○	×	×	×	○	×	○	○	○
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1995.1-2004.12	×	×	×	×	○	○	○	○	×	×	×	×	○	○	○	○

	JD1_lpyear								JD1_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	0	0	0	6	0	13	44	31	0	0	0	0	0	13	31	31
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1988.1-2004.12	×	×	×	○	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○

	JD3_lpyear								JD3_nolpyear							
	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6	ma3	ma4	ma5	ma6	ar3	ar4	ar5	ar6
適合割合 (%)	0	0	0	0	0	69	88	63	0	0	0	0	0	63	63	38
1980.1-1999.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1981.1-2000.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1982.1-2001.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1983.1-2002.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1985.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1986.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	×	○	○
1987.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1988.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1989.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	×	×	×	×	×	×	○	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	○
1994.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	×
1995.1-2004.12	×	×	×	×	×	○	○	○	×	×	×	×	×	○	○	×

5 就職件数

	TD_lpyear					TD_rescale					TD_nolpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	100	100	100	0	75	100	100	100	0	69	100	100	100	0	69
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1981.1-2000.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1982.1-2001.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1983.1-2002.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1984.1-2003.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1985.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1986.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1987.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1988.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1989.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1990.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1991.1-2004.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1992.1-2004.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1993.1-2004.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1994.1-2004.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1995.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×

	TD1_lpyear					TD1_rescale					TD1_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	100	100	75	0	81	100	100	81	0	75	100	100	56	0	81
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1981.1-2000.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1982.1-2001.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1983.1-2002.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1984.1-2003.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1985.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○
1986.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○
1987.1-2004.12	○	○	×	×	○	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○
1988.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1989.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	×	×	○
1990.1-2004.12	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○
1991.1-2004.12	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○
1992.1-2004.12	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×	○	○	×	×	×
1993.1-2004.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1994.1-2004.12	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×	○	○	○	×	×
1995.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	×	○	○	○	×	○

	JD_lpyear					JD_rescale					JD_nolpyear				
	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5
適合割合 (%)	56	69	75	0	63	63	81	69	0	56	56	81	88	0	63
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1981.1-2000.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1982.1-2001.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1983.1-2002.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1984.1-2003.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1985.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1986.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1987.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1988.1-2004.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1989.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	×	×	×	×	○	○	×	○
1990.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	○	○	×	×
1991.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1992.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	○	×	×	×	×	○	○	×	×
1993.1-2004.12	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
1994.1-2004.12	×	×	○	×	×	×	○	○	×	×	×	×	○	×	×
1995.1-2004.12	×	○	○	×	×	○	○	○	×	×	×	○	○	×	×

	JD1_lpyear					JD1_rescale					JD1_nolpyear				
	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5	M1	M2	M3	M4	M5
適合割合 (%)	6	94	100	0	94	25	100	100	0	94	6	81	94	0	88
1980.1-1999.12	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○	○	○	○	×	○
1981.1-2000.12	×	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1982.1-2001.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	×
1983.1-2002.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	×	×	×
1984.1-2003.12	×	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1985.1-2004.12	×	×	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1986.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	×	○	×	○
1987.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1988.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1989.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1990.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1991.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1992.1-2004.12	×	○	○	×	×	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1993.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	×	×	○	○	×	○
1994.1-2004.12	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○	×	○	○	×	○
1995.1-2004.12	×	○	○	×	○	○	○	○	×	○	×	○	○	×	○

(注) 1) TD、JD 等の記号は、次の説明変数を使ったことを示す。

TD: tdnolpyear TD1: td1nolpyear JD: JpDays JD1: JpDays1 JD3: JpDays3

2) M1、ma3 等の記号は、次の ARIMA モデルを使ったことを示す。

M1: (0 1 1)(0 1 1) M2: (0 1 2)(0 1 1) M3: (2 1 0)(0 1 1) M4: (0 2 2)(0 1 1) M5: (2 1 2)(0 1 1)

ma3: (0 1 3)(0 1 1) ma4: (0 1 4)(0 1 1) ma5: (0 1 5)(0 1 1) ma6: (0 1 6)(0 1 1)

ar3: (3 1 0)(0 1 1) ar4: (4 1 0)(0 1 1) ar5: (5 1 0)(0 1 1) ar6: (6 1 0)(0 1 1)

3) 表側の年月は計測期間

4) 適合割合とは 16 ケースの計測期間のうち、適合したケース (○のケース) の割合である。

参考資料 7 遡及修正幅の比較

1 新規求職申込件数

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	2.28	1.17	3.68	1.49
01 北海道	3.33	2.46	5.43	2.96
02 青森県	3.02	2.79	5.24	4.24
03 岩手県	2.71	2.10	4.30	2.92
04 宮城県	2.69	1.01	4.21	1.52
05 秋田県	3.41	3.04	5.49	4.36
06 山形県	3.32	3.31	4.74	4.30
07 福島県	3.17	1.76	5.13	2.63
08 茨城県	2.25	0.81	3.67	1.14
09 栃木県	2.81	1.55	4.57	2.29
10 群馬県	2.98	1.38	4.77	1.97
11 埼玉県	2.72	0.98	4.44	1.45
12 千葉県	2.87	1.17	4.68	1.54
13 東京都	2.83	1.11	4.65	1.59
14 神奈川県	2.48	1.01	4.06	1.53
15 新潟県	2.46	1.81	3.99	2.52
16 富山県	3.29	2.11	5.34	3.04
17 石川県	2.92	2.23	4.58	3.41
18 福井県	3.53	2.15	5.17	3.09
19 山梨県	2.99	1.91	4.49	2.85
20 長野県	3.36	2.17	5.18	3.06
21 岐阜県	2.89	1.50	4.58	2.22
22 静岡県	2.58	1.09	4.15	1.61
23 愛知県	2.71	1.09	4.48	1.61
24 三重県	2.49	1.05	3.87	1.58
25 滋賀県	2.67	1.28	4.40	1.81
26 京都府	2.90	1.03	4.66	1.59
27 大阪府	2.49	1.25	3.90	1.77
28 兵庫県	3.00	2.03	4.71	2.70
29 奈良県	2.69	1.21	4.16	1.64
30 和歌山県	2.97	1.61	5.22	2.58
31 鳥取県	3.34	1.78	5.01	2.52
32 島根県	2.66	2.00	4.42	2.87
33 岡山県	2.48	1.24	3.60	1.56
34 広島県	2.72	1.15	4.54	1.58
35 山口県	2.31	1.22	3.86	1.74
36 徳島県	3.83	1.94	6.29	2.98
37 香川県	2.82	0.96	4.38	1.39
38 愛媛県	3.15	1.33	5.03	1.81
39 高知県	3.08	1.95	4.81	2.95
40 福岡県	2.38	1.18	3.85	1.71
41 佐賀県	2.80	1.47	4.70	2.11
42 長崎県	2.77	1.65	4.61	2.59
43 熊本県	2.74	1.24	4.37	1.90
44 大分県	2.84	1.06	4.57	1.41
45 宮崎県	2.42	1.51	4.00	2.26
46 鹿児島県	2.43	1.39	3.95	2.09
47 沖縄県	3.16	1.37	4.85	2.10

2 新規求人数

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	1.68	0.86	2.51	1.28
01 北海道	3.33	3.13	4.43	3.84
02 青森県	3.29	1.93	5.30	2.85
03 岩手県	3.10	1.85	4.51	2.69
04 宮城県	2.93	1.56	4.64	2.41
05 秋田県	2.28	1.65	3.36	2.60
06 山形県	3.49	2.11	5.16	2.89
07 福島県	2.80	1.61	4.40	2.42
08 茨城県	3.00	1.36	4.63	1.82
09 栃木県	2.79	1.31	4.46	1.78
10 群馬県	3.44	1.60	5.45	2.36
11 埼玉県	3.12	1.45	4.96	2.13
12 千葉県	2.91	1.34	4.83	2.07
13 東京都	2.56	1.64	3.82	2.85
14 神奈川県	2.32	1.20	3.72	1.67
15 新潟県	2.84	1.54	4.12	2.01
16 富山県	2.97	1.71	4.54	2.39
17 石川県	2.44	1.68	3.74	2.39
18 福井県	3.08	1.96	4.98	2.77
19 山梨県	3.26	1.82	5.11	2.93
20 長野県	2.43	1.31	3.87	1.99
21 岐阜県	2.34	1.54	3.66	2.20
22 静岡県	2.75	1.36	4.44	2.09
23 愛知県	3.09	1.62	5.12	2.36
24 三重県	3.37	1.84	5.02	2.75
25 滋賀県	3.45	2.17	5.41	3.32
26 京都府	3.04	1.62	4.77	2.48
27 大阪府	2.51	0.99	3.93	1.35
28 兵庫県	3.18	1.82	5.02	2.63
29 奈良県	3.32	2.02	4.91	3.00
30 和歌山県	3.62	1.90	5.37	2.97
31 鳥取県	3.67	2.10	5.69	2.99
32 島根県	3.38	1.76	5.67	2.73
33 岡山県	2.35	1.20	3.55	1.81
34 広島県	2.86	1.18	4.40	1.75
35 山口県	2.76	1.33	4.08	1.84
36 徳島県	3.68	2.36	5.52	3.47
37 香川県	3.02	1.56	4.24	2.34
38 愛媛県	2.15	1.22	3.27	1.96
39 高知県	3.34	2.31	5.12	3.56
40 福岡県	2.80	1.48	4.24	2.26
41 佐賀県	3.06	1.75	4.76	2.72
42 長崎県	3.80	1.56	5.90	2.28
43 熊本県	3.35	1.80	5.28	2.77
44 大分県	2.85	1.60	4.46	2.57
45 宮崎県	3.23	1.78	5.23	2.79
46 鹿児島県	2.84	1.70	4.12	2.69
47 沖縄県	5.34	2.57	8.37	4.09

3 新規求人倍率

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	1.72	1.41	2.54	2.01
01 北海道	4.42	3.70	11.41	7.87
02 青森県	3.90	3.37	7.02	5.83
03 岩手県	3.31	2.62	5.04	3.89
04 宮城県	3.44	1.65	4.88	2.25
05 秋田県	3.54	3.32	5.68	5.08
06 山形県	4.66	3.92	6.71	4.78
07 福島県	2.82	2.14	4.36	3.12
08 茨城県	2.41	1.43	3.85	2.18
09 栃木県	3.13	1.97	4.85	2.74
10 群馬県	3.61	1.88	5.30	2.70
11 埼玉県	3.21	1.65	5.15	2.55
12 千葉県	3.21	1.45	4.74	2.21
13 東京都	2.67	1.91	4.14	3.16
14 神奈川県	2.61	1.55	3.99	2.02
15 新潟県	2.76	2.21	3.83	2.98
16 富山県	3.11	2.40	5.00	3.24
17 石川県	3.49	2.75	5.11	4.09
18 福井県	4.28	2.81	5.92	3.92
19 山梨県	3.87	2.22	5.29	3.26
20 長野県	3.68	2.27	5.35	3.32
21 岐阜県	3.20	2.01	4.70	2.85
22 静岡県	2.47	1.54	4.09	2.32
23 愛知県	2.98	1.79	4.58	2.60
24 三重県	3.62	2.13	5.29	3.25
25 滋賀県	3.81	2.23	5.37	3.12
26 京都府	3.56	1.86	5.59	2.97
27 大阪府	2.62	1.56	3.52	2.24
28 兵庫県	3.00	2.33	4.44	3.09
29 奈良県	3.55	2.13	4.90	3.17
30 和歌山県	4.19	2.56	6.62	4.10
31 鳥取県	4.01	2.66	5.56	3.69
32 島根県	3.82	2.68	6.50	4.10
33 岡山県	2.74	1.64	3.76	2.26
34 広島県	3.35	1.74	4.93	2.48
35 山口県	3.21	1.49	4.66	2.21
36 徳島県	4.72	2.74	7.65	4.32
37 香川県	3.46	1.92	5.40	2.88
38 愛媛県	3.20	1.85	4.82	2.59
39 高知県	4.02	2.69	6.21	4.49
40 福岡県	2.56	1.65	3.97	2.39
41 佐賀県	3.90	2.32	6.00	3.35
42 長崎県	3.65	2.21	5.82	3.34
43 熊本県	3.41	2.03	5.25	2.82
44 大分県	3.41	1.82	5.39	2.82
45 宮崎県	3.81	2.35	6.20	3.82
46 鹿児島県	3.50	2.10	5.25	3.17
47 沖縄県	5.14	2.69	7.69	4.32

4 有効求職者数

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	0.61	0.52	0.76	0.44
01 北海道	1.70	1.33	1.50	1.07
02 青森県	1.29	1.43	1.61	1.76
03 岩手県	0.88	1.03	0.97	1.00
04 宮城県	0.71	0.48	0.90	0.51
05 秋田県	1.35	1.38	1.66	1.51
06 山形県	1.38	1.20	1.67	1.19
07 福島県	0.93	0.88	1.13	0.78
08 茨城県	0.67	0.38	0.82	0.41
09 栃木県	0.81	0.63	0.90	0.55
10 群馬県	0.76	0.53	0.92	0.49
11 埼玉県	0.64	0.36	0.81	0.34
12 千葉県	0.62	0.43	0.74	0.40
13 東京都	0.59	0.46	0.74	0.41
14 神奈川県	0.64	0.45	0.81	0.41
15 新潟県	0.86	0.85	1.03	0.81
16 富山県	1.01	0.85	1.14	0.88
17 石川県	1.00	0.96	1.30	0.95
18 福井県	1.07	0.97	1.40	1.10
19 山梨県	0.92	0.68	1.15	0.66
20 長野県	0.96	0.82	1.17	0.84
21 岐阜県	0.77	0.46	1.05	0.55
22 静岡県	0.58	0.44	0.79	0.42
23 愛知県	0.57	0.48	0.77	0.42
24 三重県	0.68	0.49	0.84	0.42
25 滋賀県	0.81	0.40	0.96	0.42
26 京都府	0.61	0.39	0.77	0.39
27 大阪府	0.57	0.40	0.69	0.38
28 兵庫県	0.95	0.96	0.88	0.73
29 奈良県	0.71	0.40	0.88	0.39
30 和歌山県	0.73	0.45	0.94	0.43
31 鳥取県	0.94	0.88	1.11	0.76
32 島根県	0.67	0.58	0.85	0.64
33 岡山県	0.60	0.47	0.78	0.42
34 広島県	0.70	0.55	0.84	0.52
35 山口県	0.67	0.38	0.88	0.40
36 徳島県	0.99	0.71	1.15	0.75
37 香川県	0.78	0.48	1.08	0.47
38 愛媛県	0.75	0.52	0.95	0.43
39 高知県	0.87	0.74	1.00	0.72
40 福岡県	0.56	0.42	0.73	0.43
41 佐賀県	0.72	0.46	0.85	0.41
42 長崎県	0.79	0.49	0.87	0.53
43 熊本県	0.84	0.44	0.89	0.46
44 大分県	0.76	0.39	0.91	0.42
45 宮崎県	0.71	0.59	0.92	0.66
46 鹿児島県	0.74	0.58	0.93	0.53
47 沖縄県	0.75	0.51	1.06	0.57

5 有効求人数

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	0.75	0.46	0.87	0.45
01 北海道	2.49	2.09	2.11	1.84
02 青森県	1.44	1.03	1.90	1.28
03 岩手県	1.53	0.92	1.95	0.89
04 宮城県	1.44	0.70	1.58	0.73
05 秋田県	1.26	0.71	1.38	0.82
06 山形県	1.77	1.14	1.61	1.13
07 福島県	1.12	0.55	1.54	0.72
08 茨城県	1.34	0.68	1.61	0.69
09 栃木県	1.25	0.70	1.34	0.80
10 群馬県	1.60	1.04	1.85	1.15
11 埼玉県	1.36	0.75	1.52	0.75
12 千葉県	1.00	0.54	1.27	0.62
13 東京都	0.89	0.67	1.07	0.92
14 神奈川県	1.13	0.71	1.45	0.86
15 新潟県	1.36	0.82	1.57	0.91
16 富山県	1.35	0.85	1.57	0.85
17 石川県	1.42	0.72	1.50	0.83
18 福井県	1.66	0.84	1.97	0.96
19 山梨県	1.30	0.77	1.56	0.85
20 長野県	1.08	0.79	1.29	1.00
21 岐阜県	1.23	0.66	1.21	0.71
22 静岡県	0.93	0.64	1.18	0.84
23 愛知県	1.46	0.69	1.71	0.81
24 三重県	1.45	0.91	1.61	0.92
25 滋賀県	2.08	1.24	2.18	1.29
26 京都府	1.39	0.96	1.42	1.10
27 大阪府	1.29	0.67	1.38	0.69
28 兵庫県	1.29	0.84	1.46	1.01
29 奈良県	1.62	0.84	1.94	1.06
30 和歌山県	1.31	0.67	1.62	0.82
31 鳥取県	1.52	0.75	1.98	0.83
32 島根県	1.02	0.74	1.10	0.83
33 岡山県	1.04	0.60	1.13	0.68
34 広島県	1.42	0.69	1.41	0.67
35 山口県	1.13	0.61	1.21	0.59
36 徳島県	1.80	0.94	1.89	1.13
37 香川県	1.32	0.64	1.55	0.74
38 愛媛県	1.11	0.64	1.27	0.74
39 高知県	1.46	0.77	1.70	0.87
40 福岡県	1.16	0.71	1.40	0.82
41 佐賀県	1.41	0.78	1.69	0.91
42 長崎県	1.68	0.76	2.15	0.93
43 熊本県	1.35	0.68	1.52	0.78
44 大分県	1.28	0.77	1.55	0.93
45 宮崎県	1.51	0.86	1.98	1.06
46 鹿児島県	1.29	0.65	1.41	0.69
47 沖縄県	2.70	1.36	3.24	1.79

6 有効求人倍率

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	1.01	0.71	0.88	0.59
01 北海道	2.44	2.11	2.38	2.19
02 青森県	1.88	1.62	2.34	2.06
03 岩手県	1.65	1.38	1.86	1.21
04 宮城県	1.62	0.87	1.51	0.87
05 秋田県	1.82	1.60	1.89	1.64
06 山形県	2.10	1.55	2.32	1.63
07 福島県	1.34	0.96	1.59	1.03
08 茨城県	1.41	0.73	1.55	0.74
09 栃木県	1.63	0.86	1.48	0.93
10 群馬県	1.82	1.20	1.94	1.31
11 埼玉県	1.40	0.82	1.43	0.79
12 千葉県	1.12	0.64	1.26	0.70
13 東京都	1.05	0.86	1.14	0.93
14 神奈川県	1.38	0.90	1.55	0.92
15 新潟県	1.66	1.28	1.65	1.21
16 富山県	1.74	1.13	1.87	1.03
17 石川県	1.68	1.25	1.80	1.25
18 福井県	1.93	1.26	2.22	1.31
19 山梨県	1.52	1.03	1.69	1.02
20 長野県	1.57	1.22	1.61	1.27
21 岐阜県	1.56	0.80	1.47	0.83
22 静岡県	1.10	0.74	1.26	0.89
23 愛知県	1.60	0.83	1.61	0.88
24 三重県	1.61	1.07	1.54	1.00
25 滋賀県	2.28	1.31	2.05	1.36
26 京都府	1.52	1.01	1.53	1.07
27 大阪府	1.43	0.75	1.29	0.72
28 兵庫県	1.42	1.27	1.39	1.18
29 奈良県	1.83	0.92	1.90	1.13
30 和歌山県	1.40	0.79	1.86	0.91
31 鳥取県	1.76	1.09	1.96	1.06
32 島根県	1.26	1.00	1.26	1.00
33 岡山県	1.27	0.75	1.30	0.76
34 広島県	1.74	0.91	1.52	0.78
35 山口県	1.30	0.66	1.21	0.67
36 徳島県	2.00	1.10	2.16	1.26
37 香川県	1.45	0.75	1.71	0.84
38 愛媛県	1.31	0.94	1.35	0.92
39 高知県	1.49	0.93	1.63	1.10
40 福岡県	1.19	0.77	1.41	0.84
41 佐賀県	1.69	0.94	1.75	0.98
42 長崎県	1.73	0.88	1.97	0.99
43 熊本県	1.54	0.74	1.50	0.70
44 大分県	1.42	0.80	1.64	1.07
45 宮崎県	1.54	1.00	1.96	1.18
46 鹿児島県	1.31	0.85	1.47	0.88
47 沖縄県	2.72	1.50	3.11	1.92

7 就職件数

	水準の修正幅 (SA、%)		前月比の修正幅 (MM、%ポイント)	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	1.95	1.23	2.99	1.66
01 北海道	4.64	4.05	6.38	5.23
02 青森県	3.19	2.49	5.14	3.96
03 岩手県	2.92	2.31	4.62	3.38
04 宮城県	2.95	1.38	4.64	1.96
05 秋田県	3.33	2.44	5.21	3.43
06 山形県	3.33	2.01	5.01	2.56
07 福島県	3.17	2.27	4.90	3.10
08 茨城県	2.31	1.17	3.73	1.84
09 栃木県	3.10	1.88	5.06	2.99
10 群馬県	2.58	1.73	3.93	2.50
11 埼玉県	2.77	1.29	4.52	2.00
12 千葉県	2.32	1.21	3.68	1.79
13 東京都	1.98	0.97	3.17	1.48
14 神奈川県	2.15	1.28	3.49	1.97
15 新潟県	3.17	2.56	4.52	3.39
16 富山県	3.08	1.50	4.91	2.31
17 石川県	3.27	3.10	5.08	5.30
18 福井県	3.50	1.77	5.07	2.50
19 山梨県	3.80	2.25	5.73	3.41
20 長野県	4.95	3.53	7.82	4.85
21 岐阜県	3.41	1.83	5.52	2.85
22 静岡県	2.17	1.13	3.35	1.56
23 愛知県	2.65	1.61	4.07	2.36
24 三重県	3.05	1.54	4.88	2.22
25 滋賀県	3.02	1.83	5.04	2.71
26 京都府	2.29	1.13	3.68	1.60
27 大阪府	1.74	0.93	2.55	1.21
28 兵庫県	3.07	2.57	4.69	4.25
29 奈良県	3.00	1.30	4.58	1.96
30 和歌山県	3.77	1.29	6.13	1.99
31 鳥取県	3.33	2.11	5.26	3.25
32 島根県	2.72	2.18	4.23	3.40
33 岡山県	2.45	1.36	3.71	1.85
34 広島県	2.45	1.21	3.64	1.78
35 山口県	2.87	1.46	4.75	2.26
36 徳島県	3.52	2.46	4.69	3.18
37 香川県	2.68	1.15	4.44	1.59
38 愛媛県	2.62	1.30	4.13	1.79
39 高知県	4.29	2.29	6.38	3.31
40 福岡県	2.63	1.85	4.05	2.71
41 佐賀県	3.36	1.51	5.38	2.14
42 長崎県	3.05	1.64	4.78	2.52
43 熊本県	3.07	2.07	4.85	2.79
44 大分県	2.68	1.34	4.57	1.66
45 宮崎県	3.07	1.71	5.03	2.57
46 鹿児島県	2.94	1.43	4.31	1.96
47 沖縄県	4.72	2.31	6.73	3.12

(注) 1) 「現行公表値」と「新オプション」は、予測季節要素を使う現行の公表方式によるものである。1996年1月分発表時の前年12か月間(1995年1月分～12月分)の修正から、2005年1月分発表時の前年12か月間(2004年1月分～12月分)の修正まで、合計120か月(10年×12か月)について計測した。

SA 当初の値から修正値への増減率の絶対値の平均(%)

MM 当初の前月比から修正前月比への差の絶対値の平均(%ポイント)

2) 都道府県別就職件数の季節調整値は、現在公表されていないが、他の系列と同じ方法を適用して試算した。

参考資料 8 滑らかさの比較

	新規求職申込件数		新規求人数		新規求人倍率	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	0.00217	0.00029	0.00145	0.00063	0.00145	0.00096
01 北海道	0.00243	0.00115	0.00224	0.00224	0.00367	0.00388
02 青森県	0.00326	0.00161	0.00385	0.00324	0.00547	0.00433
03 岩手県	0.00226	0.00076	0.00367	0.00334	0.00332	0.00359
04 宮城県	0.00301	0.00107	0.00442	0.00377	0.00581	0.00524
05 秋田県	0.00354	0.00178	0.00569	0.00576	0.00745	0.00747
06 山形県	0.00402	0.00269	0.00458	0.00416	0.00750	0.00687
07 福島県	0.00262	0.00131	0.00365	0.00196	0.00310	0.00272
08 茨城県	0.00276	0.00058	0.00272	0.00213	0.00279	0.00309
09 栃木県	0.00320	0.00146	0.00351	0.00229	0.00479	0.00418
10 群馬県	0.00337	0.00119	0.00502	0.00483	0.00624	0.00564
11 埼玉県	0.00285	0.00085	0.00360	0.00294	0.00368	0.00361
12 千葉県	0.00246	0.00074	0.00613	0.00483	0.00578	0.00557
13 東京都	0.00256	0.00084	0.00233	0.00155	0.00213	0.00219
14 神奈川県	0.00302	0.00081	0.00225	0.00158	0.00339	0.00276
15 新潟県	0.00266	0.00091	0.00339	0.00248	0.00368	0.00327
16 富山県	0.00273	0.00119	0.00424	0.00307	0.00343	0.00351
17 石川県	0.00353	0.00246	0.00264	0.00299	0.00422	0.00468
18 福井県	0.00372	0.00174	0.00331	0.00325	0.00497	0.00459
19 山梨県	0.00390	0.00199	0.00357	0.00294	0.00476	0.00430
20 長野県	0.00294	0.00200	0.00253	0.00216	0.00388	0.00433
21 岐阜県	0.00338	0.00081	0.00282	0.00308	0.00499	0.00388
22 静岡県	0.00258	0.00072	0.00204	0.00175	0.00220	0.00194
23 愛知県	0.00270	0.00067	0.00526	0.00380	0.00493	0.00455
24 三重県	0.00260	0.00102	0.00260	0.00342	0.00518	0.00496
25 滋賀県	0.00284	0.00145	0.00378	0.00506	0.00579	0.00677
26 京都府	0.00199	0.00058	0.00374	0.00441	0.00371	0.00496
27 大阪府	0.00180	0.00060	0.00259	0.00215	0.00235	0.00238
28 兵庫県	0.00178	0.00098	0.00311	0.00359	0.00318	0.00409
29 奈良県	0.00234	0.00104	0.00264	0.00296	0.00364	0.00353
30 和歌山県	0.00456	0.00235	0.00553	0.00513	0.00832	0.00727
31 鳥取県	0.00333	0.00256	0.00454	0.00470	0.00592	0.00604
32 島根県	0.00313	0.00143	0.00400	0.00430	0.00557	0.00541
33 岡山県	0.00233	0.00076	0.00197	0.00271	0.00264	0.00323
34 広島県	0.00223	0.00088	0.00293	0.00238	0.00342	0.00326
35 山口県	0.00284	0.00152	0.00290	0.00301	0.00411	0.00362
36 徳島県	0.00413	0.00288	0.00463	0.00438	0.00742	0.00773
37 香川県	0.00285	0.00108	0.00425	0.00378	0.00526	0.00452
38 愛媛県	0.00292	0.00104	0.00240	0.00223	0.00297	0.00270
39 高知県	0.00365	0.00175	0.00292	0.00426	0.00567	0.00635
40 福岡県	0.00214	0.00079	0.00180	0.00192	0.00205	0.00238
41 佐賀県	0.00262	0.00144	0.00406	0.00447	0.00638	0.00626
42 長崎県	0.00284	0.00214	0.00556	0.00561	0.00530	0.00689
43 熊本県	0.00345	0.00235	0.00357	0.00303	0.00469	0.00517
44 大分県	0.00243	0.00108	0.00276	0.00294	0.00409	0.00398
45 宮崎県	0.00219	0.00137	0.00328	0.00337	0.00424	0.00407
46 鹿児島県	0.00203	0.00097	0.00279	0.00277	0.00367	0.00338
47 沖縄県	0.00372	0.00218	0.00919	0.01118	0.01031	0.01228

	有効求職者数		有効求人数		有効求人倍率	
	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション	現行公表値	新オプション
00 全国	0.00013	0.00008	0.00028	0.00022	0.00050	0.00049
01 北海道	0.00024	0.00015	0.00074	0.00088	0.00089	0.00099
02 青森県	0.00042	0.00039	0.00064	0.00057	0.00106	0.00114
03 岩手県	0.00022	0.00019	0.00094	0.00076	0.00118	0.00110
04 宮城県	0.00020	0.00016	0.00078	0.00070	0.00104	0.00103
05 秋田県	0.00038	0.00034	0.00057	0.00055	0.00118	0.00114
06 山形県	0.00044	0.00039	0.00092	0.00087	0.00166	0.00166
07 福島県	0.00029	0.00022	0.00067	0.00059	0.00122	0.00116
08 茨城県	0.00022	0.00018	0.00048	0.00044	0.00076	0.00081
09 栃木県	0.00025	0.00021	0.00053	0.00051	0.00101	0.00104
10 群馬県	0.00026	0.00021	0.00105	0.00102	0.00150	0.00159
11 埼玉県	0.00018	0.00013	0.00052	0.00052	0.00085	0.00086
12 千葉県	0.00016	0.00012	0.00061	0.00064	0.00082	0.00089
13 東京都	0.00019	0.00012	0.00034	0.00025	0.00054	0.00052
14 神奈川県	0.00017	0.00012	0.00041	0.00040	0.00073	0.00075
15 新潟県	0.00022	0.00015	0.00064	0.00067	0.00105	0.00111
16 富山県	0.00024	0.00023	0.00074	0.00070	0.00118	0.00124
17 石川県	0.00023	0.00018	0.00067	0.00085	0.00094	0.00100
18 福井県	0.00036	0.00029	0.00066	0.00060	0.00116	0.00122
19 山梨県	0.00024	0.00022	0.00046	0.00039	0.00076	0.00081
20 長野県	0.00024	0.00020	0.00055	0.00053	0.00109	0.00106
21 岐阜県	0.00020	0.00015	0.00041	0.00042	0.00074	0.00081
22 静岡県	0.00018	0.00011	0.00035	0.00031	0.00058	0.00059
23 愛知県	0.00017	0.00011	0.00060	0.00057	0.00090	0.00096
24 三重県	0.00019	0.00016	0.00059	0.00058	0.00097	0.00103
25 滋賀県	0.00026	0.00021	0.00107	0.00121	0.00168	0.00185
26 京都府	0.00015	0.00013	0.00055	0.00048	0.00081	0.00077
27 大阪府	0.00015	0.00010	0.00055	0.00049	0.00081	0.00084
28 兵庫県	0.00016	0.00012	0.00042	0.00048	0.00074	0.00083
29 奈良県	0.00019	0.00017	0.00049	0.00053	0.00080	0.00086
30 和歌山県	0.00015	0.00012	0.00060	0.00062	0.00082	0.00086
31 鳥取県	0.00024	0.00024	0.00064	0.00064	0.00097	0.00108
32 島根県	0.00015	0.00009	0.00046	0.00036	0.00061	0.00056
33 岡山県	0.00016	0.00012	0.00060	0.00053	0.00081	0.00075
34 広島県	0.00014	0.00011	0.00055	0.00056	0.00082	0.00087
35 山口県	0.00018	0.00013	0.00052	0.00047	0.00069	0.00067
36 徳島県	0.00025	0.00016	0.00065	0.00065	0.00082	0.00083
37 香川県	0.00022	0.00015	0.00065	0.00056	0.00087	0.00078
38 愛媛県	0.00019	0.00011	0.00030	0.00030	0.00036	0.00040
39 高知県	0.00020	0.00015	0.00060	0.00060	0.00074	0.00076
40 福岡県	0.00014	0.00010	0.00039	0.00035	0.00053	0.00052
41 佐賀県	0.00014	0.00012	0.00064	0.00074	0.00083	0.00097
42 長崎県	0.00016	0.00015	0.00057	0.00073	0.00064	0.00086
43 熊本県	0.00020	0.00018	0.00084	0.00074	0.00113	0.00111
44 大分県	0.00015	0.00013	0.00061	0.00063	0.00079	0.00090
45 宮崎県	0.00019	0.00014	0.00050	0.00059	0.00066	0.00071
46 鹿児島県	0.00015	0.00010	0.00049	0.00054	0.00066	0.00070
47 沖縄県	0.00019	0.00014	0.00169	0.00171	0.00175	0.00187

	就職件数	
	現行公表値	新オプション
00 全国	0.00130	0.00039
01 北海道	0.00223	0.00253
02 青森県	0.00284	0.00191
03 岩手県	0.00303	0.00260
04 宮城県	0.00230	0.00118
05 秋田県	0.00219	0.00115
06 山形県	0.00224	0.00132
07 福島県	0.00216	0.00139
08 茨城県	0.00180	0.00084
09 栃木県	0.00243	0.00230
10 群馬県	0.00237	0.00120
11 埼玉県	0.00283	0.00126
12 千葉県	0.00361	0.00205
13 東京都	0.00164	0.00059
14 神奈川県	0.00206	0.00075
15 新潟県	0.00242	0.00132
16 富山県	0.00258	0.00166
17 石川県	0.00598	0.00628
18 福井県	0.00438	0.00290
19 山梨県	0.00492	0.00410
20 長野県	0.00582	0.00542
21 岐阜県	0.00371	0.00241
22 静岡県	0.00212	0.00082
23 愛知県	0.00278	0.00109
24 三重県	0.00276	0.00223
25 滋賀県	0.00311	0.00198
26 京都府	0.00168	0.00091
27 大阪府	0.00089	0.00044
28 兵庫県	0.00426	0.00382
29 奈良県	0.00292	0.00207
30 和歌山県	0.00429	0.00234
31 鳥取県	0.00466	0.00343
32 島根県	0.00244	0.00234
33 岡山県	0.00173	0.00108
34 広島県	0.00173	0.00099
35 山口県	0.00292	0.00219
36 徳島県	0.00330	0.00245
37 香川県	0.00280	0.00122
38 愛媛県	0.00203	0.00118
39 高知県	0.00502	0.00625
40 福岡県	0.00204	0.00101
41 佐賀県	0.00345	0.00227
42 長崎県	0.00330	0.00272
43 熊本県	0.00348	0.00316
44 大分県	0.00264	0.00184
45 宮崎県	0.00330	0.00212
46 鹿児島県	0.00270	0.00160
47 沖縄県	0.00676	0.00427

- (注) 1) 各系列について対数変換し前月差をとった数値の分散を表に示した。数値が小さい方が滑らかと判断される。
- 2) 計測期間は、1997年1月から2004年12月までの8年間。
- 3) 都道府県別就職件数の季節調整値は、現在公表されていないが、他の系列と同じ方法を適用して試算した。

参考資料 9 新オプションの詳細

1 スペックファイル

X-12-ARIMA では、「スペックファイル」と呼ばれるファイルで計算の指示がなされる。本研究で最終的に採用されたオプションのスペックファイルを下に示す。全国データも都道府県データも同一のスペックファイルである。内容の見方については、U.S. Census Bureau[13]を参照のこと。

(留意点)

- ① `modelspan` で指定される「1995.1」は、毎年変更する。最新データの 119 か月前の月を指定する（回帰期間の長さを 10 年とするため）。
- ② 「`Peso¥SS00.dat`」、「`Peso¥SZ00.dat`」、「`Peso¥YS00.dat`」、「`Peso¥YZ00.dat`」、「`Peso¥SK00.dat`」、「`JpDays.dat`」は、コンピュータの環境によって変更する。それぞれ、新規求職申込件数、新規求人数、有効求職者数、有効求人数、就職件数、及び `JpDays` が格納されたファイルを指定する。これらのファイルは、すべて `datevalue` と呼ばれる形式で格納されているものとする。
- ③ 「`maxback=42`」及び「`variables=ls1975.4`」の指定は、最近のデータを使った計算においては、無視される（実行時に警告が表示されるが、気にしなくてよい）。
`maxback` の指定は、データの開始期付近の移動平均に関係するが、便宜上、予測期間 (`maxlead`) と同じ期間をとった。

(1) 新規求職申込件数

```
series { title="ShinkiKyushoku" modelspan=(1995.1①) period=12 decimals=0
         file="Peso¥SS00.dat②" format="datevalue" }
arima { model=(2 1 0)(0 1 1) }
x11 { mode=mult save=(D11 D16) appendfcst=yes }
estimate { maxiter=2000 }
forecast { maxlead=42 maxback=42③ }
regression { variables=ls1975.4③ user=(DJPmon DJpTue DJpWed DJpThu DJpFri
         DJpSat DJpHS DJpHnotSS) usertype=td file="JpDays.dat②"
         format=datevalue }
transform { function=log adjust=lpyear }
```


(2) 新規求人数

```
series { title="ShinkiKyuzin" modelspan= (1995.1①,) period=12 decimals=0
        file="Peso¥SZ00.dat②" format= "datevalue" }
arma { model= (0 1 6)(0 1 1) }
x11 { mode=mult save= (D11 D16) appendfcst=yes }
estimate { maxiter=2000 }
forecast { maxlead=0 }
regression { variables=ls1975.4③ user= (DjpMon DjpTue DjpWed DjpThu DjpFri
        DjpSat DjpHS DjpHnotSS) usertype=td file=" JpDays.dat②"
        format=datevalue }
transform { function=log adjust=lpyear }
```

(3) 有効求職者数

```
series { title="YukoKyushoku" modelspan= (1995.1①,) period=12 decimals=0
        file="Peso¥YS00.dat②" format= "datevalue" }
arma { model= (2 1 0)(0 1 1) }
x11 { mode=mult save= (D11 D16) appendfcst=yes }
estimate { maxiter=2000 }
forecast { maxlead=42 maxback=42③ }
regression { variables=ls1975.4③ user= (DjpMon DjpTue DjpWed DjpThu DjpFri
        DjpSat DjpHS DjpHnotSS) usertype=td file=" JpDays.dat②"
        format=datevalue }
transform { function=log }
```

(4) 有効求人数

```
series { title="YukoKyuzin" modelspan= (1995.1①,) period=12 decimals=0
        file="Peso¥YZ00.dat②" format= "datevalue" }
arma { model= (5 1 0)(0 1 1) }
x11 { mode=mult save= (D11 D16) appendfcst=yes }
estimate { maxiter=2000 }
forecast { maxlead=0 }
regression { variables=ls1975.4③ user= (DjpMon DjpTue DjpWed DjpThu DjpFri
        DjpSat DjpHS DjpHnotSS) usertype=td file=" JpDays.dat②"
        format=datevalue }
transform { function=log }
```

(5) 就職件数

```

series { title="ShushokuKensu" modelspan=(1995.1①,) period=12 decimals=0
        file="Peso¥SK00.dat②" format="datevalue" }
arima { model=(0 1 2)(0 1 1) }
x11 { mode=mult save=(D11 D16) appendfcst=yes }
estimate { maxiter=2000 }
forecast { maxlead=42 maxback=42③ }
regression { variables=ls1975.4③ user=(DJpMon DJpTue DJpWed DJpThu DJpFri
        DJpSat DJpHS DJpHnotSS) usertype=td file="JpDays.dat②"
        format=datevalue }
transform { function=log adjust=lpyear }

```

2 X-11 機能におけるオプションの変更点

本研究で採用されたオプションは、X-11 機能において、現行の公表季節調整値から次の点で変更されている。

(1) 移動平均項数

$S \times I$ から S を算出するとき（第 1 章 1 (3) の手順 3) の移動平均項数は、次のように変更される。新オプションでは、X-12-ARIMA のデフォルトの設定をそのまま用いることにした。

段階		現行公表値	新オプション
第 1 章 1 (3) の表記	センサス局の表記		
第 1 セット P	iterationB section1 (B5)	3×1	3×3
第 1 セット P'	iterationB section2 (B10)	3×1	3×5
第 2 セット P	iterationC section1 (C5)	3×1	3×3
第 2 セット P'	iterationC section2 (C10)	3×1	3×5
第 3 セット P	iterationD section1 (D5)	3×1	3×3
第 3 セット P'	iterationD section2 (D10)	3×1	自動設定

(注) 1) $n \times m$ とは、 n 項移動平均して得られたデータにさらに m 項移動平均を施すこと。

2) 新オプションの自動設定の部分は、新規求職申込件数、新規求人数、有効求職者数、有効求人数、就職件数のすべての全国系列について、結果的に 3×3 が選択された（2004 年 12 月までのデータに基づく計算）。

(2) 特異項管理限界

特異項管理限界（第1章1(3)の「異常値の抑制」で出てくる1.5、2.5に相当する数値）は、次のように変更される。新オプションでは、X-12-ARIMAのデフォルトの設定をそのまま用いることにした。

	現行公表値	新オプション
下限	1.6	1.5
上限	2.6	2.5

文献

- [1] J. Shiskin, A. H. Young, and J. C. Musgrave (1967), "The X-11 variant of the Census method II seasonal adjustment program". Technical Paper 15, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce.
- [2] G. E. P. Box and G. M. Jenkins (1976), "Time Series Analysis: Forecasting and Control". Third Edition, Holden Day, San Francisco, 1994.
- [3] G. M. Ljung, & G. E. P. Box (1978), "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika* 65, pp297–304.
- [4] W. S. Cleveland & S. J. Devlin (1980), "Calendar effects in monthly time series: Detection by spectrum analysis and graphical methods", *Journal of the American Statistical Association* 75, pp487–496.
- [5] M. B. Priestley (1981), "Spectral Analysis and Time Series", Academic Press, London.
- [6] 北川源四郎 (1986), "時系列の分解 —プログラム DECOMP の紹介—", *統計数理* 1986 No.2, 統計数理研究所.
- [7] 北川源四郎 (1997), "季節調整プログラム DECOMP とその後の展開", *統計数理* 1997 45-2, pp217–237, 統計数理研究所.
- [8] 総務庁 (1997), "季節調整法検討小委員会報告書"
- [9] D. F. Findley, B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto, and B. C. Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, pp127–177.
- [10] 鈴木実 (1999), "鉱工業指数の季節調整について", *経済統計研究* 第 27 卷 II 号, 経済産業統計協会.
- [11] 奥本佳伸 (2000), "季節調整法の比較研究 —センサス局法 X-12-ARIMA の我が国経済統計への適用—", *政策研究の視点シリーズ* 第 17 号, 内閣府経済社会総合研究所.
- [12] 国友直人 (2001), "季節調整法 X-12-ARIMA (2000)の利用 法人企業統計の事例", *経済学論集* 67-3, pp2–29, 東京大学経済学会.
- [13] U.S. Census Bureau (2002), "X-12-ARIMA Reference Manual", Version 0.2.10, U.S. Census Bureau, U.S. Department of Commerce.
(日本語訳と解説) 国友直人編 (2004), 「解説 X-12-ARIMA (2002)」, *Research Report Series, CIRJE-R-1*, 東京大学大学院経済学研究科附属日本経済国際共同研究センター.
- [14] 東晋司 (2003), "季節調整プログラム X-12-ARIMA と TRAMO-SEATS の分解構造 —試験的な実証分析を添えて—", *ESRI Discussion Paper Series* No.63, 内閣府経済社会総合研究所.

- [15] A. D. Aston and Siem Jan Koopman (2003), "A Non-Gaussian Airline Model for Seasonal Adjustment", ASA proceedings, November 2003.
- [16] William R. Bell and Donald E. K. Martin (2004), "Modeling Time-Varying Trading-Day Effects in Monthly Time Series", ASA proceedings, November 2004.
- [17] Roxanne M. Feldpausch, Catherine C. H. Hood, and Kellie C. Wills (2004) "Diagnostics for Model-Based Seasonal Adjustment", ASA proceedings, November 2004.
- [18] John A. D. Aston, David F. Findley, Kellie C. Wills, and Donald E. K. Martin (2004) "Generalizations of the Box-Jenkins Airline Model with Frequency-Specific Seasonal Coefficients and a Generalization of Akaike's MAIC", presented at 2004 NBER/NSF Time Series Conference.
- [19] 国友直人, 高岡慎 (2005), "経済季節性と季節転換時系列モデル", 日本統計学会誌 第 35 卷.

労働政策研究報告書 No. 47

職業安定業務統計季節調整値の改善について

— 稼働日調整を中心として —

発行年月日 2006年1月31日

編集・発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

(編集) 情報解析部情報解析課 TEL:03-5903-6276

(販売) 広報部成果普及課 TEL:03-5903-6263

FAX:03-5903-6115

印刷・製本 有限会社 太平印刷

©2006

* 労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。(URL <http://www.jil.go.jp/>)