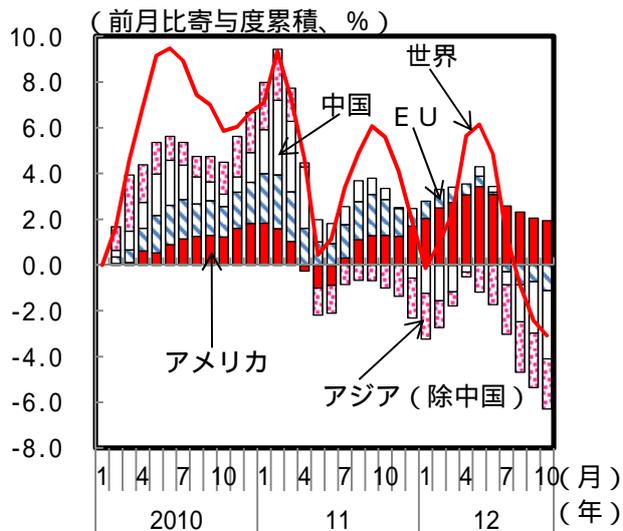
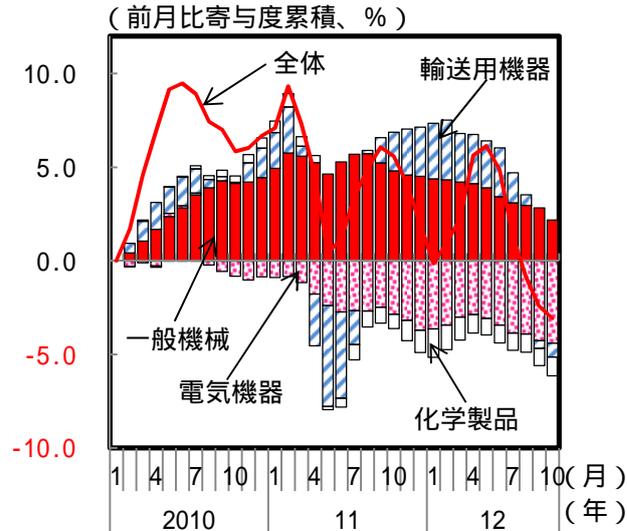


付図1 - 1 輸出数量指数の変動要因(前月比寄与度累積、2010年以降)

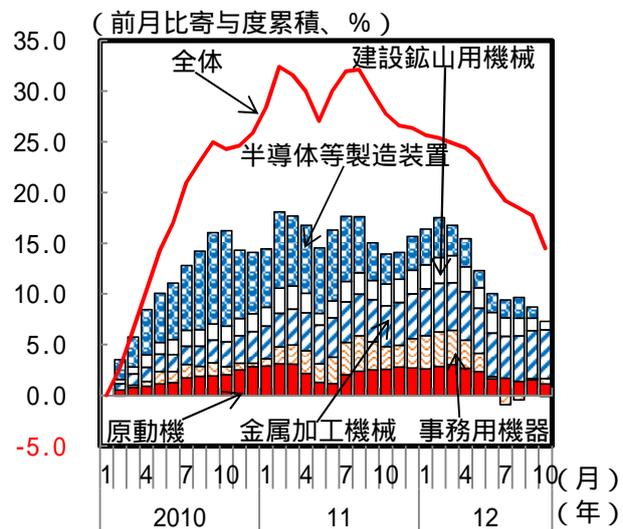
(1) 輸出数量指数の変動要因(国別)



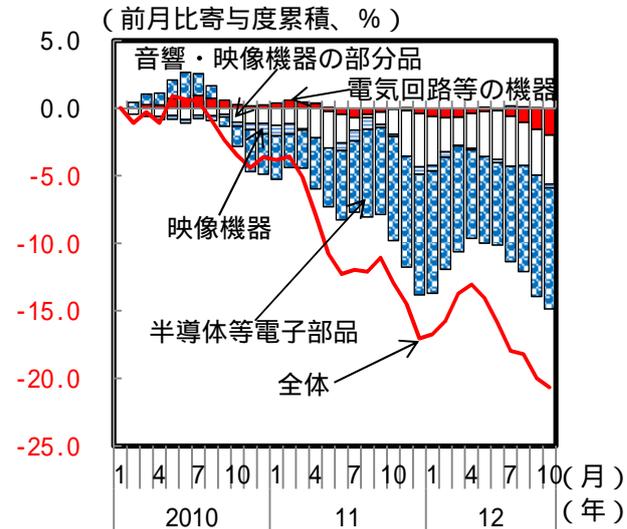
(2) 輸出数量指数の変動要因(品目別)



(3) 輸出数量指数の変動要因(一般機械)



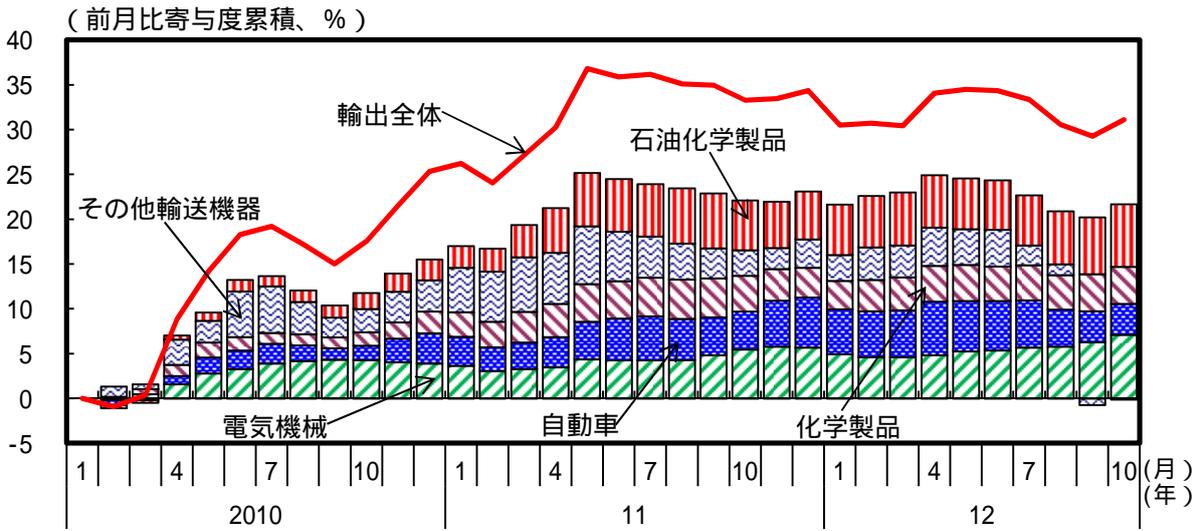
(4) 輸出数量指数の変動要因(電気機器)



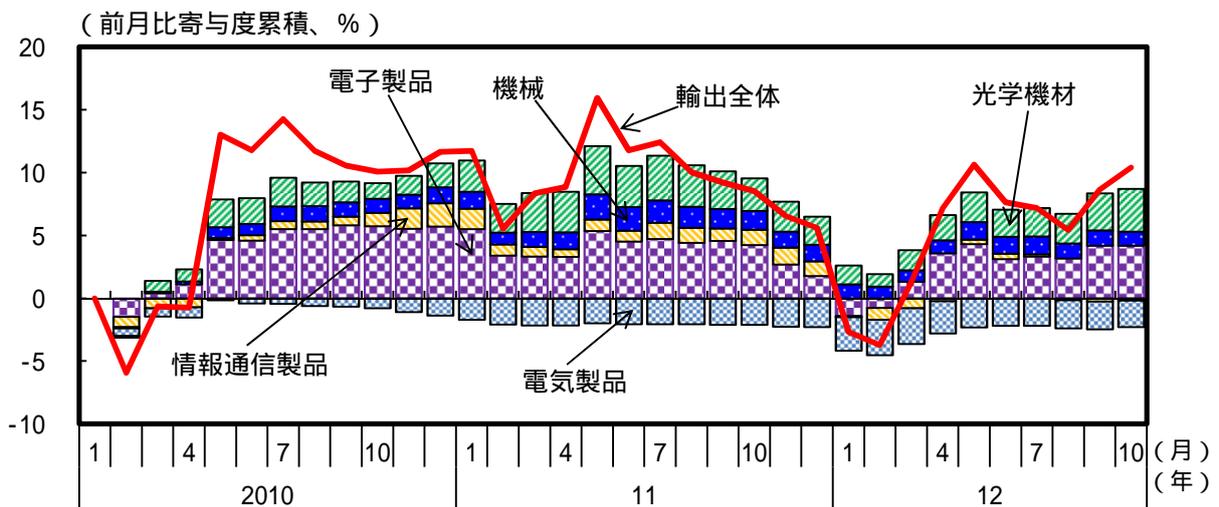
(備考) 1. 財務省「貿易統計」により作成。  
 2. 季節調整値、後方3ヵ月移動平均値。  
 3. (1)、(2)、(4)は2005年(基準年)の貿易額でウエイト付けし、数量指数の前月比伸び率を累積したもの。ただし、(3)については、半導体等製造装置の輸出金額のデータが、2007年以前は公表されていないため、2010年の貿易額でウエイト付けしている。

付図 1 - 2 韓国、台湾における輸出の変動要因（前月比寄与度累積）

(1) 韓国



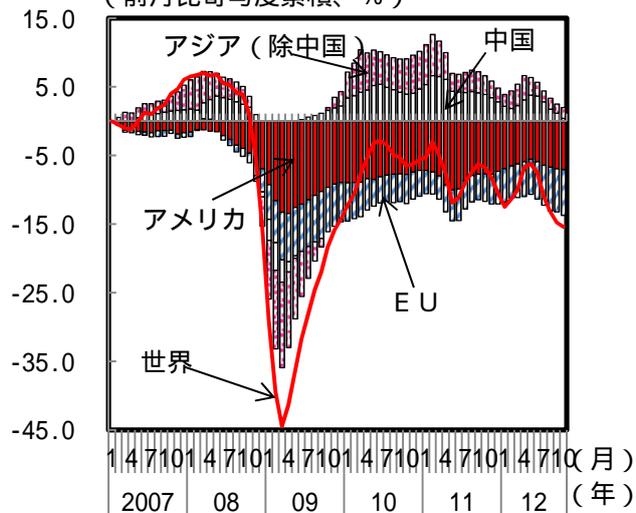
(2) 台湾



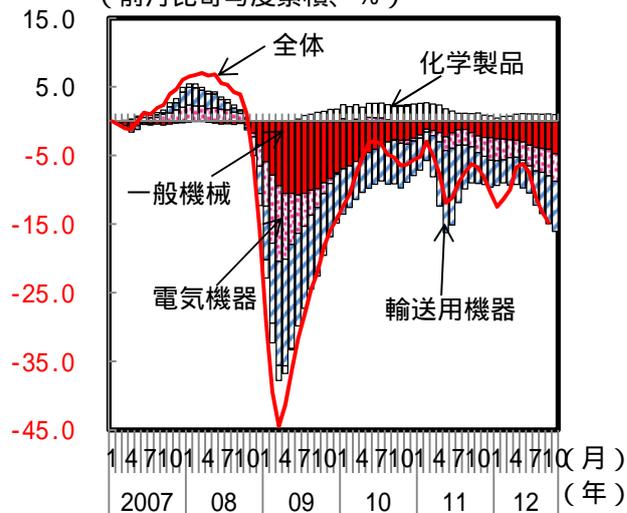
- (備考) 1. 韓国貿易協会、台湾經濟部国際貿易局により作成。  
 2. 半導体等電子部品は、韓国では「電気機械」、台湾では「電子製品」に含まれる。  
 3. (1)は輸出金額の前月比寄与度の累積したもの。(2)は、数量指数を基準年(2006年)の貿易額でウエイト付けし、前期比伸び率を累積したもの。いずれも後方3か月移動平均値。

付図1 - 3 輸出数量指数の変動要因(前月比寄与度累積、2007年以降)

(1) 輸出数量指数の変動要因(国別)  
(前月比寄与度累積、%)



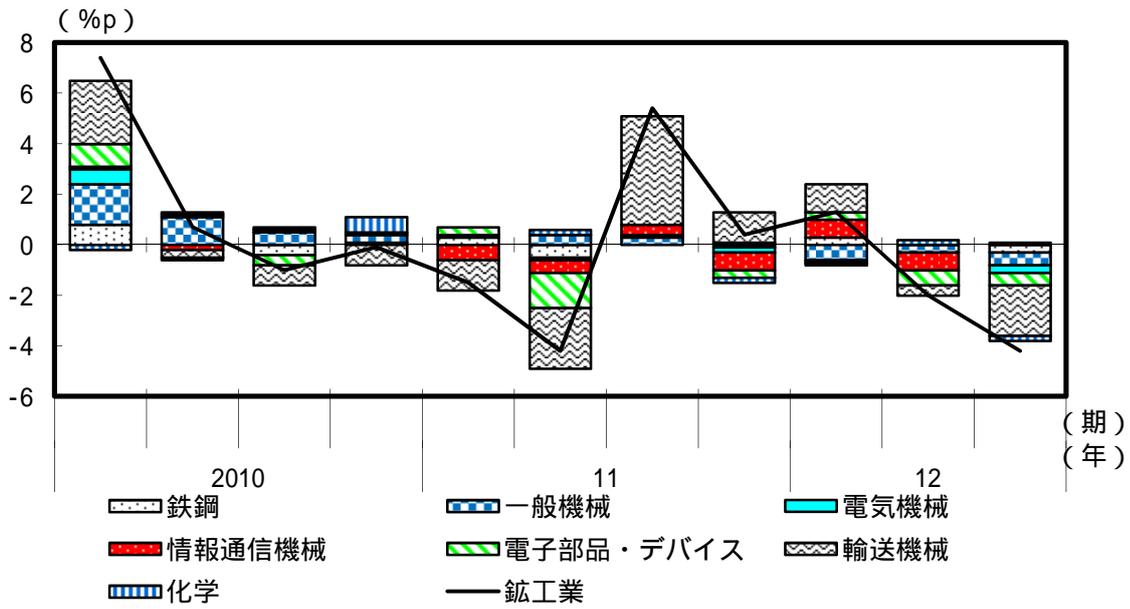
(2) 輸出数量指数の変動要因(品目別)  
(前月比寄与度累積、%)



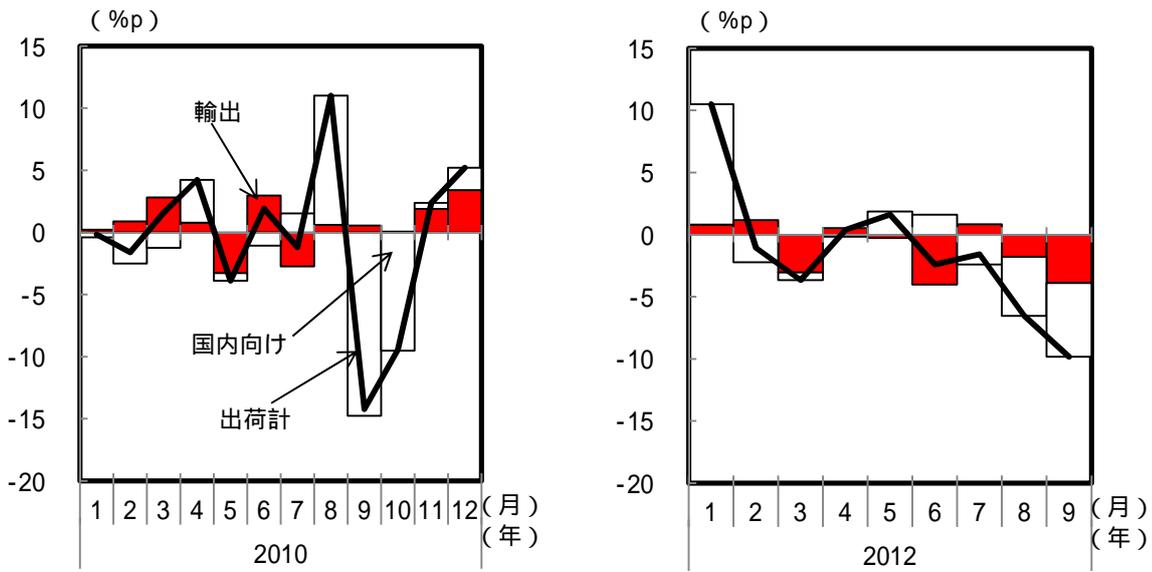
- (備考) 1. 財務省「貿易統計」により作成。  
 2. 季節調整値、後方3か月移動平均値。  
 3. 数量指数を、基準年(2005年)の貿易額を用いてウエイト付し、前月比伸び率を累積したもの。

付図 1 - 4 鋳工業生産の業種別寄与度

(1) 鋳工業生産の業種別寄与度



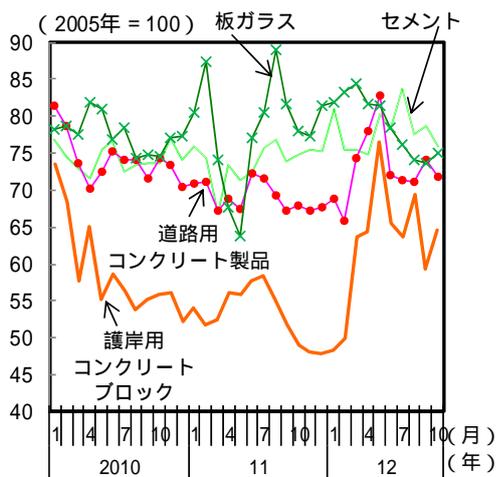
(2) 乗用車の出荷内訳



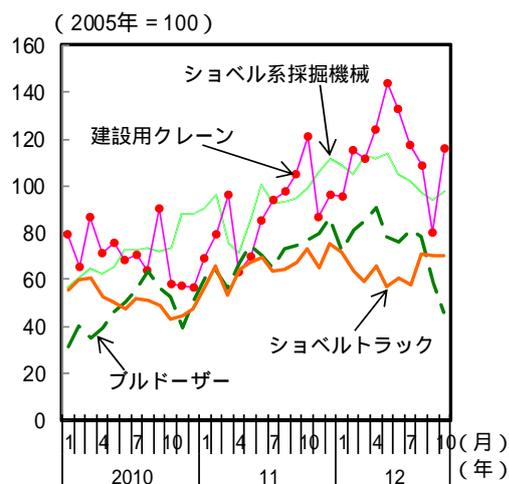
(備考) 1. 経済産業省「鋳工業指数」、自動車工業会、日本自動車販売協会連合会により作成。  
 2. 乗用車の国内向け、輸出は、内閣府による季節調整値。

付図 1 - 5 建設財・資本財出荷

建設財出荷（財別）



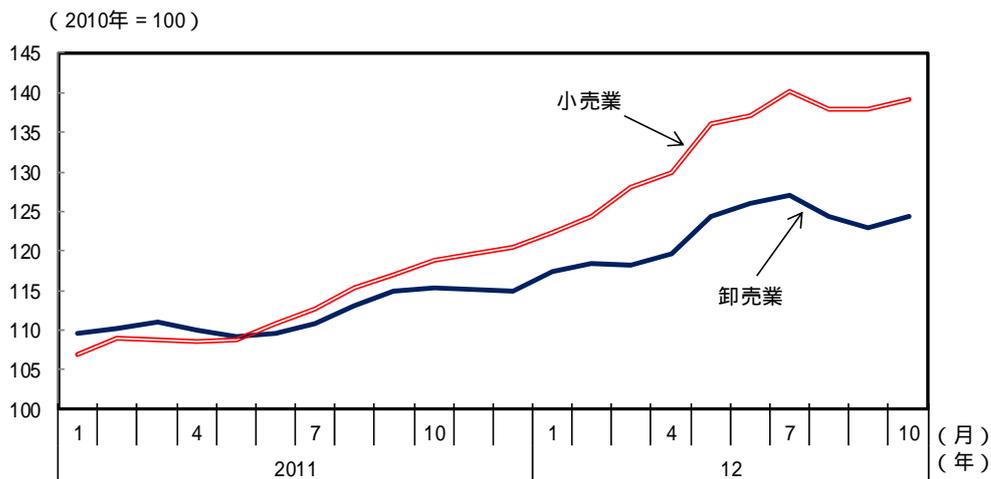
資本財出荷（財別）



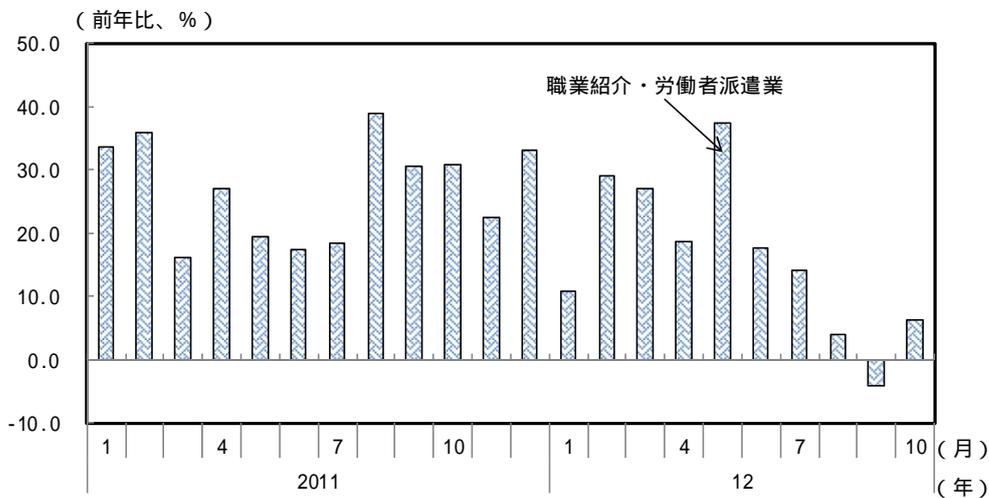
（備考） 経済産業省「鉱工業指数」より作成。季節調整値。

付図 1 - 6 業種別の新規求人数の動向

（ 1 ）卸売業・小売業の新規求人数

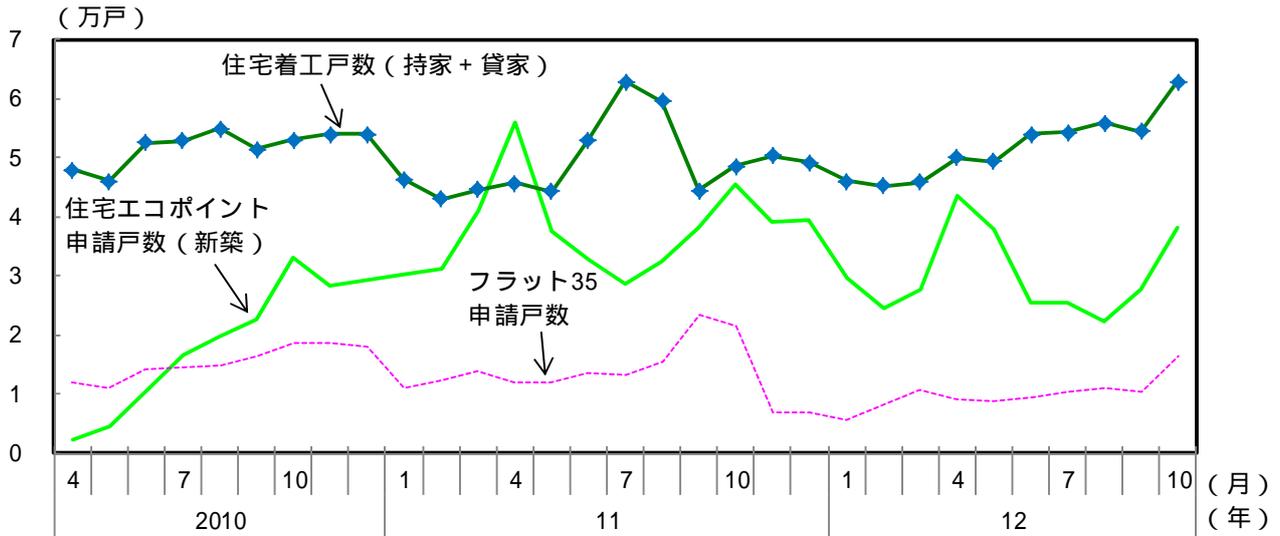


（ 2 ）サービス業（その他に分類されないもの）の新規求人数



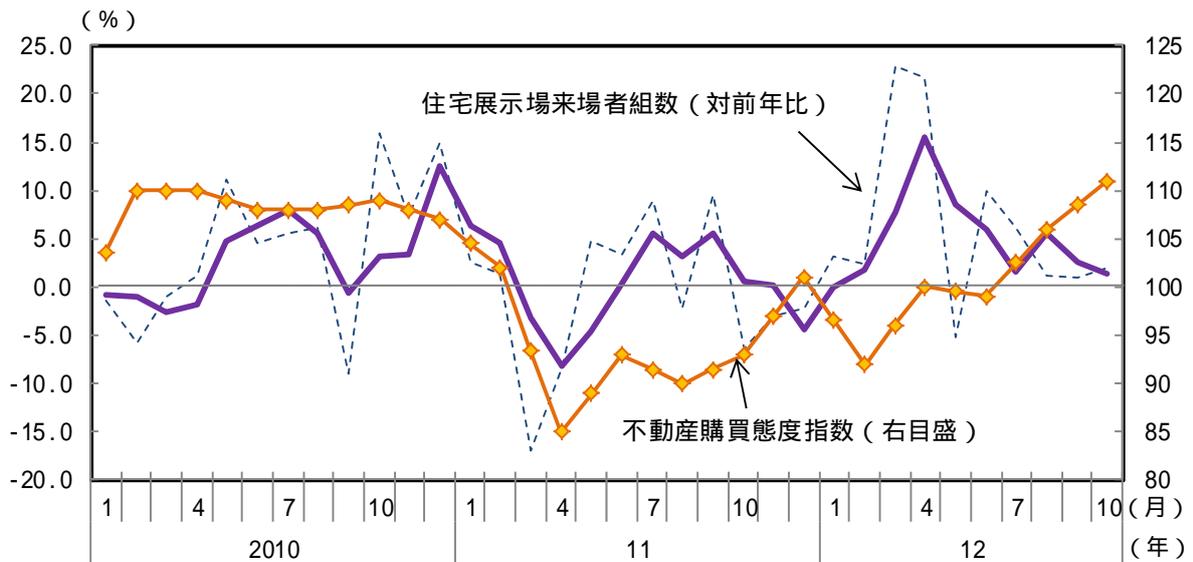
（備考） 1．厚生労働省「職業安定業務統計」により作成。  
2．（ 1 ）は内閣府により作成した季節調整値を後方3ヶ月移動平均にしたもの。

付図1 - 7 住宅エコポイント、フラット35の申請戸数と住宅着工戸数



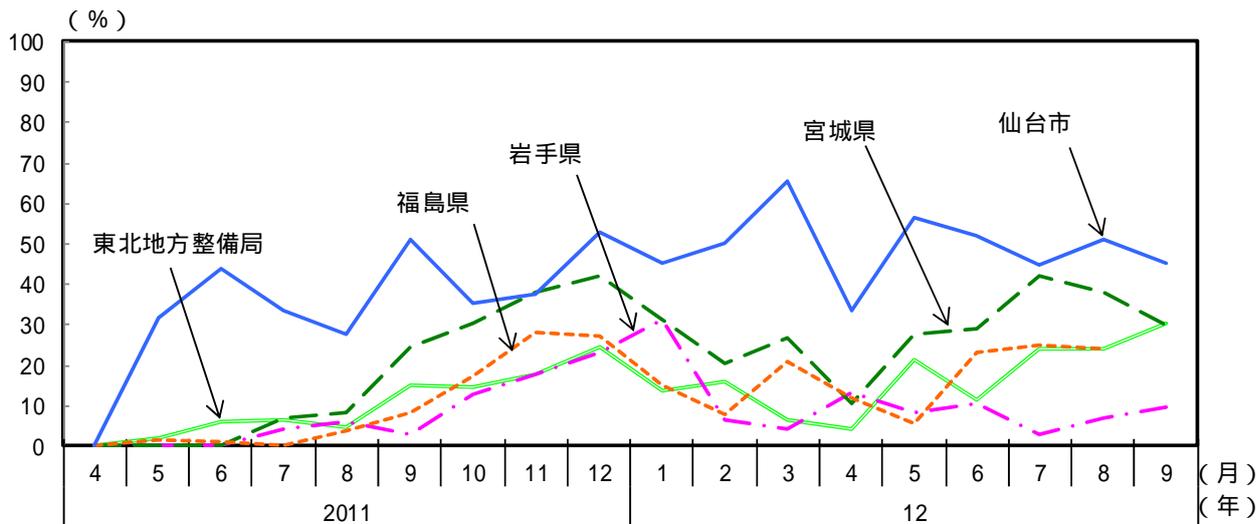
(備考) 国土交通省「建築着工統計」、住宅エコポイント事務局資料、住宅金融支援機構資料により作成。

付図1 - 8 住宅取得マインド



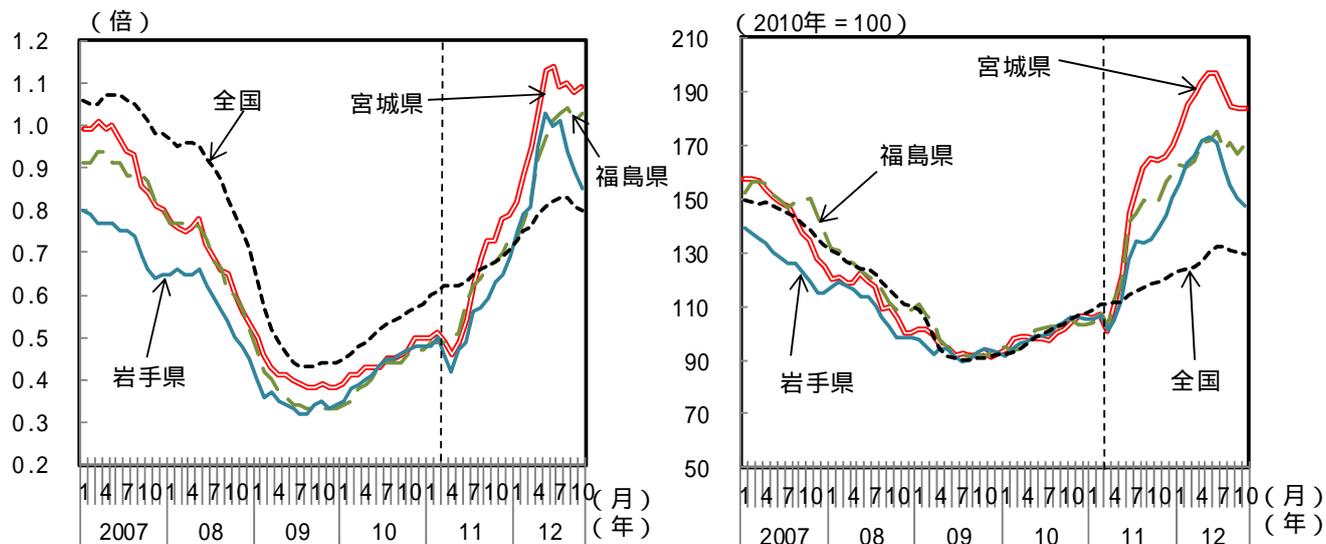
- (備考) 1. 日本リサーチ総合研究所「消費者心理調査」、住宅展示場協議会事務局資料により作成。  
 2. 太実線は、住宅展示場来場者組数(対前年比)の後方移動3か月平均値。  
 3. 不動産購買態度指数は、「今後1年間が不動産を購入するのに良い時か悪い時か」について指標化したもの。

付図1 - 9 被災3県工事の入札不調率



- (備考) 1. 国土交通省資料により作成。  
 2. 東北地方整備局は入札不落を含む。  
 3. 岩手県及び宮城県は一般競争入札による土木一式工事。福島県は一般競争入札及び随意契約による土木一式工事。仙台市は一般競争入札及び指名競争入札による土木一式工事。

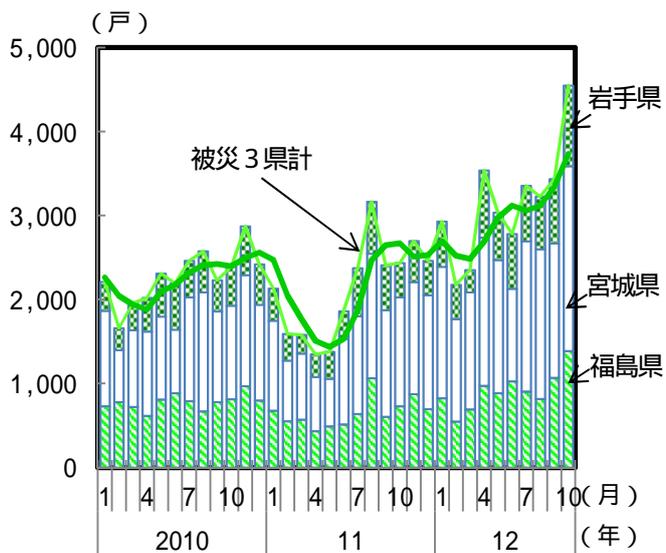
付図1 - 10 被災各県の労働需給の動向



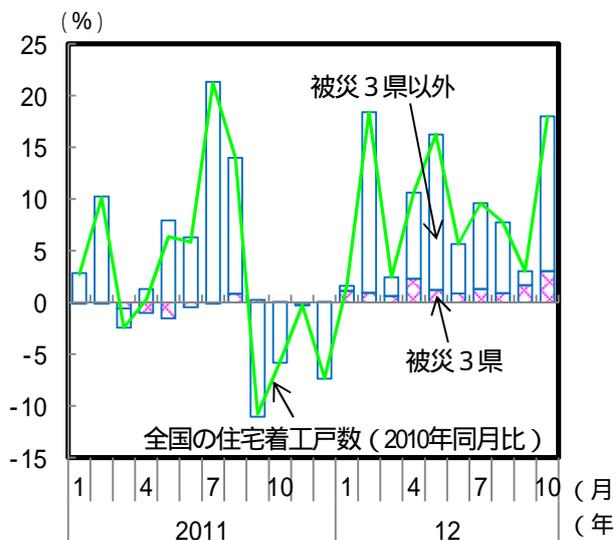
- (備考) 1. 厚生労働省及び労働局の「一般職業紹介状況」により作成。  
 2. 季節調整値。(1)の有効求人倍率は後方3か月移動平均値。

付図 1 - 11 被災 3 県における住宅着工

( 1 ) 被災 3 県における住宅着工戸数



( 2 ) 全国の住宅着工戸数に対する被災 3 県の寄与度 ( 2010 年同月比 )

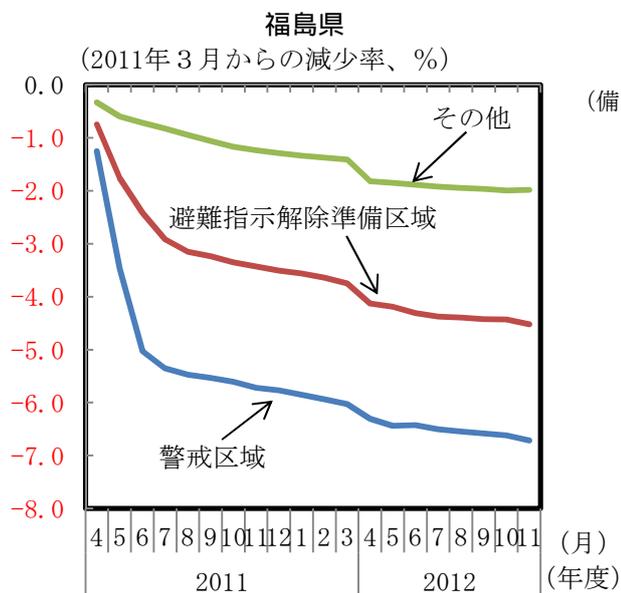
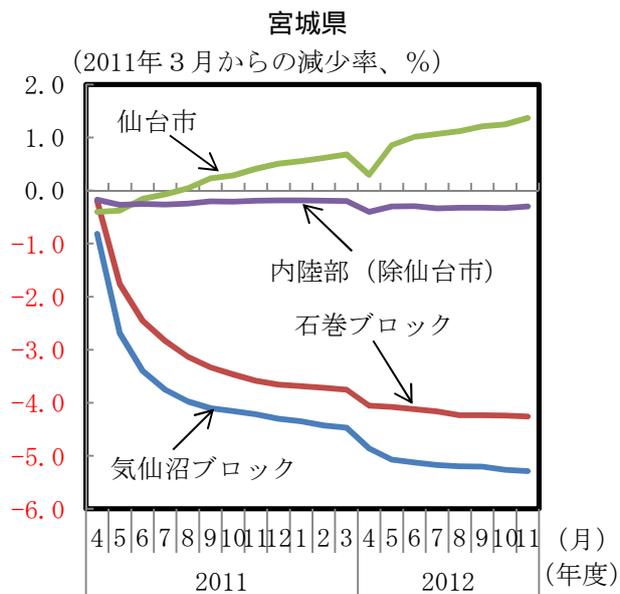
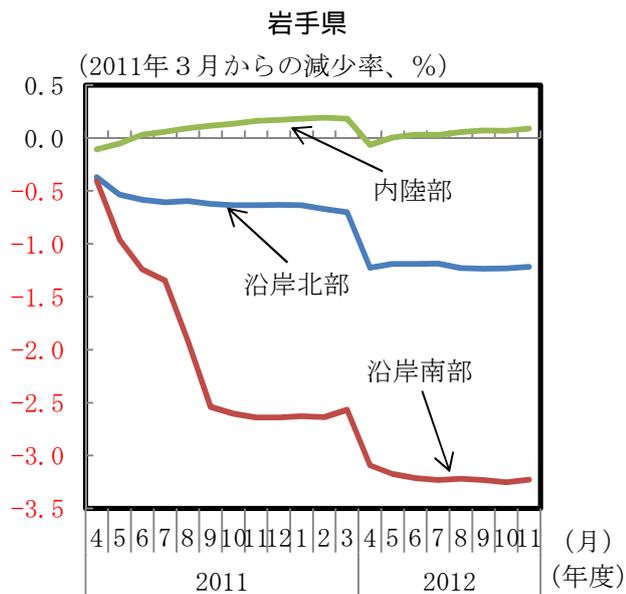


( 備考 ) 1 . 国土交通省「建築着工統計」により作成。

2 . ( 1 ) の太線は後方 3 か月移動平均値。

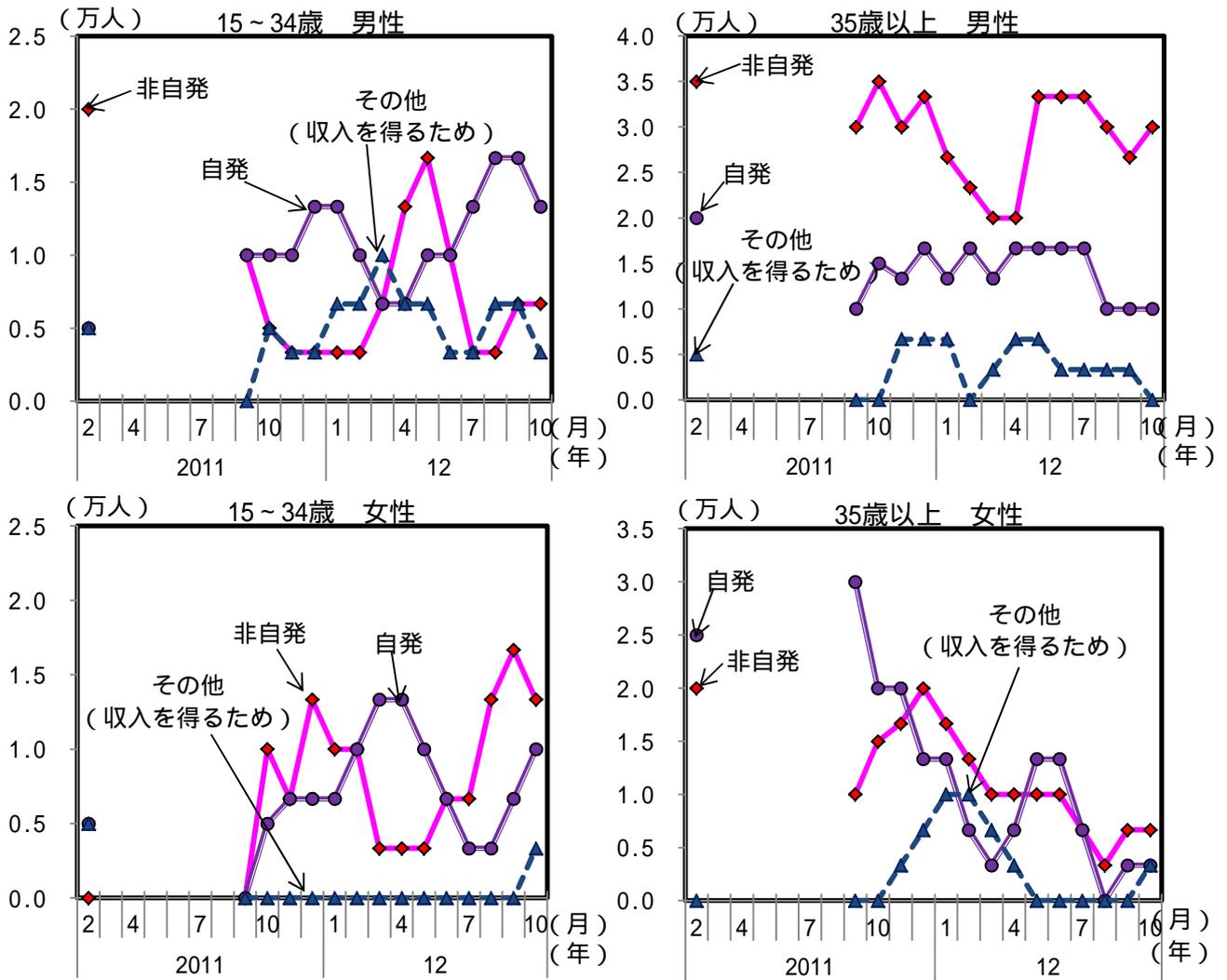
2 . 被災 3 県 ( 被災 3 県以外 ) の寄与度は、被災 3 県 ( 被災 3 県以外 ) における住宅着工戸数の 2010 年同月差を、全国の 2010 年同月における住宅着工戸数で除したものの。

付図1 - 12 被災3県における人口減少率の推移



- (備考) 1. 岩手県「毎月人口推計の概要(人口と世帯数の推移・市町村別人口)」、宮城県「市町村別推計人口(月報)」、福島県「推計人口(福島県現住人口調査結果)」、経済産業省「避難指示区域と警戒区域の概念図(平成24年7月31日現在)」により作成。
2. 岩手県沿岸北部は、洋野町、久慈市、野田村、普代村、田野畑村、岩泉町の6市町村。岩手県沿岸南部は、宮古市、山田町、大槌町、釜石市、大船渡市、陸前高田市の6市町。
3. 宮城県気仙沼ブロックは、気仙沼市、南三陸町の2市町。宮城県石巻ブロックは、女川町、石巻市、東松島市の3市町。
4. 福島県警戒区域は、富岡町、大熊町、双葉町、浪江町の4町。福島県避難指示解除準備区域は、田村市、南相馬市、樽葉町、川内村、飯館村の5市町村。

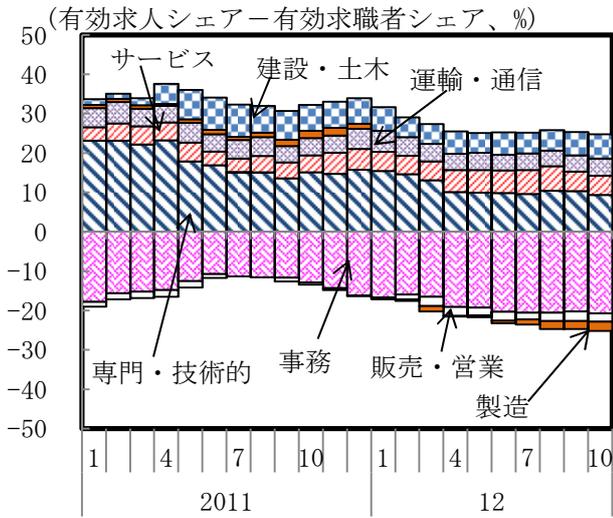
付図 1 - 13 年齢別・性別・求職理由別で見た被災3県の完全失業者数



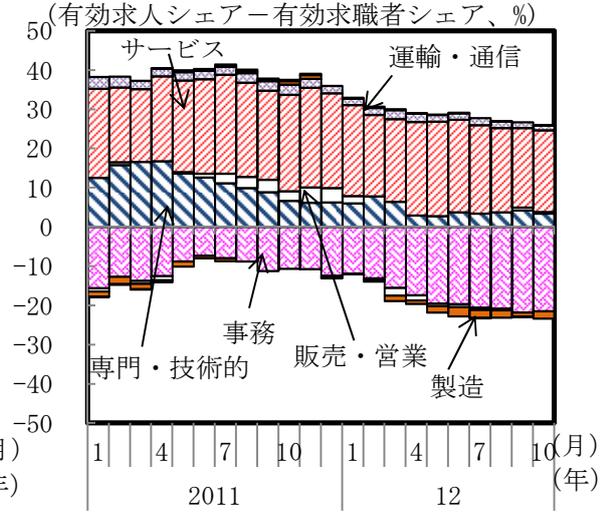
(備考) 総務省「労働力調査」により作成。原数値の後方3か月移動平均値。

付図1 - 14 宮城県における一般・パート別のミスマッチの動向

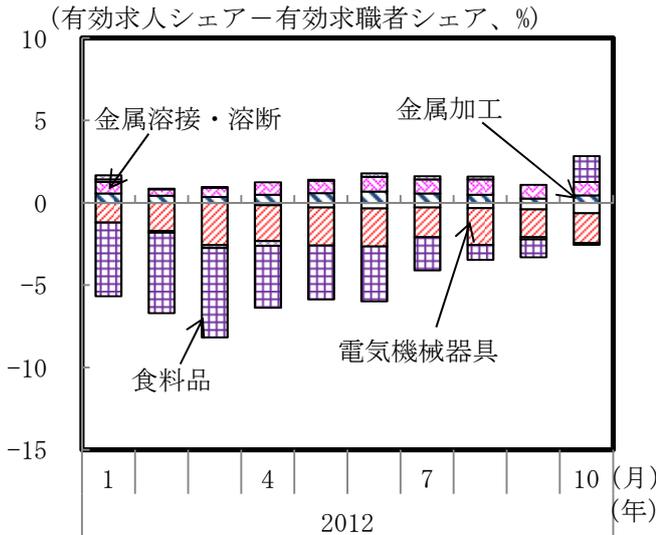
(1) 内陸部 (一般労働者)



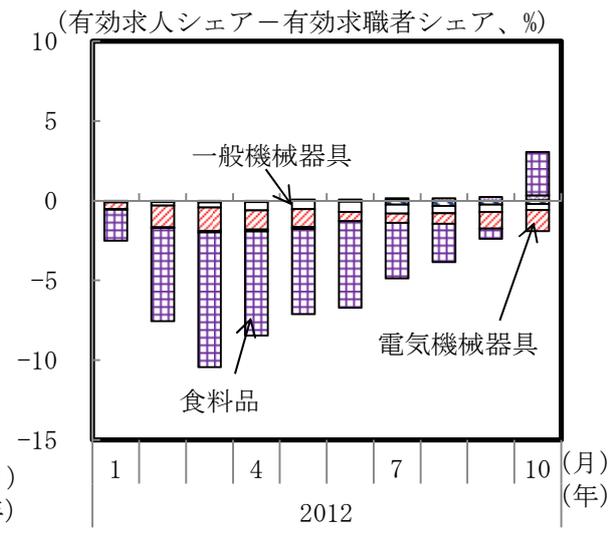
(2) 内陸部 (パートタイム労働者)



(3) 沿岸部 (製造の職業、一般労働者)



(4) 沿岸部 (製造の職業、パートタイム労働者)

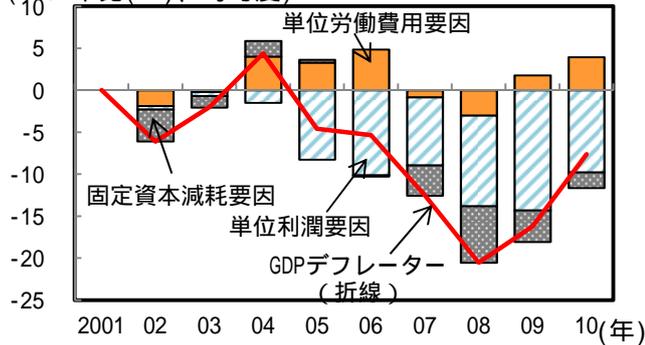


(備考) 1. 宮城労働局「安定所別求人・求職バランス」により作成。  
2. 宮城県の内陸部は、仙台、古川、大河原、築館、迫、白石、大和管内。  
宮城県の沿岸部は、石巻、塩釜、気仙沼管内。

付図2-1 産業別GDPデフレーター寄与分解 (第2-2-3図掲載以外の業種)

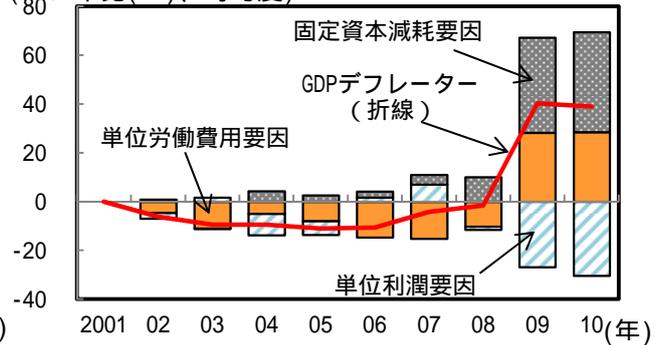
(1) 農林水産業

(2001年比(%), 寄与度)



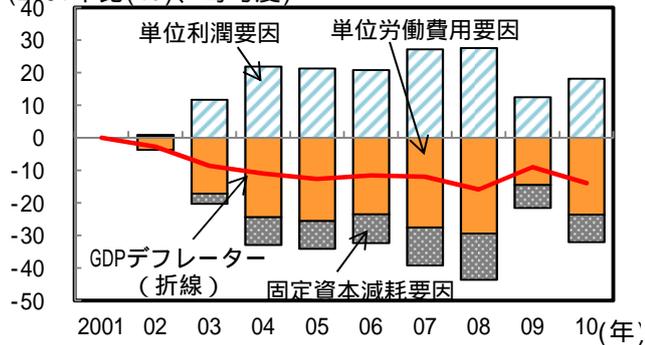
(2) 鉱業

(2001年比(%), 寄与度)



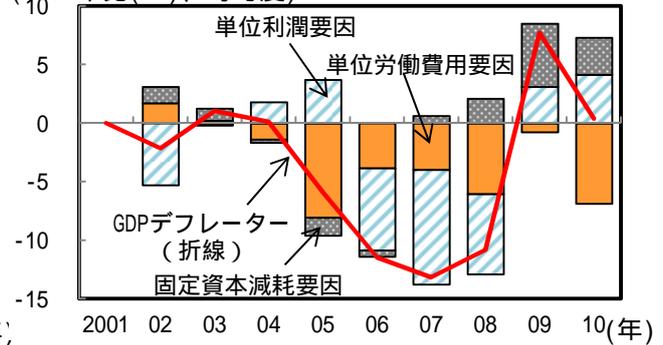
(3) 繊維

(2001年比(%), 寄与度)



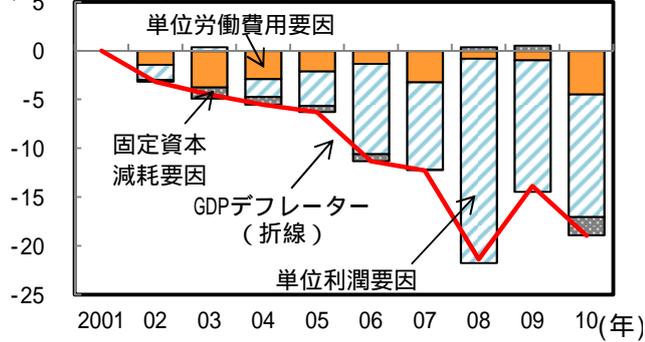
(4) パルプ・紙

(2001年比(%), 寄与度)



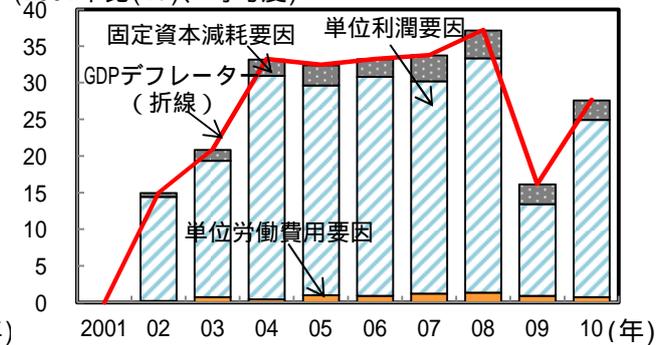
(5) 化学

(2001年比(%), 寄与度)



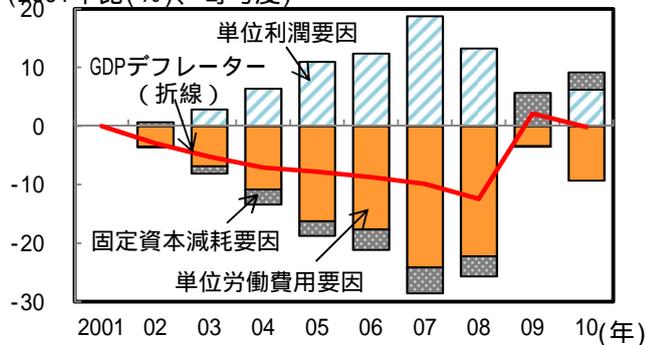
(6) 石油・石炭

(2001年比(%), 寄与度)



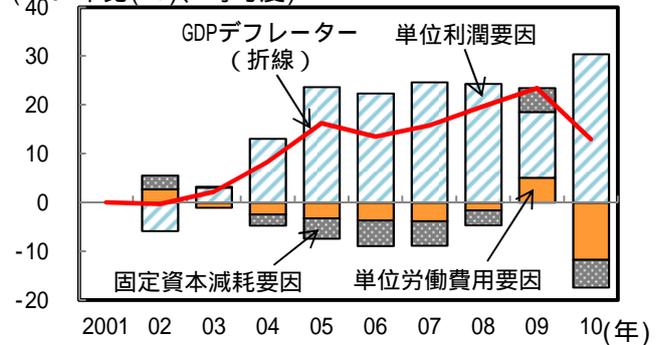
(7) 窯業・土石

(2001年比(%), 寄与度)

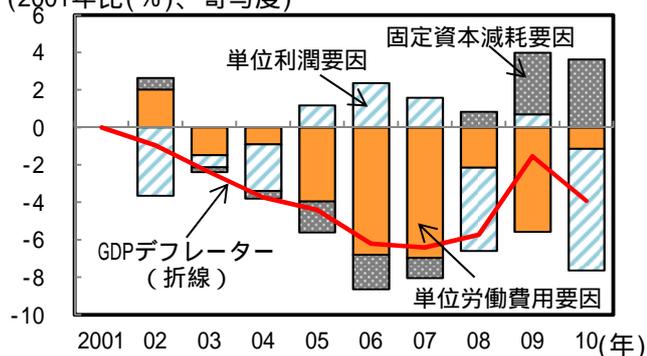


(8) 一次金属

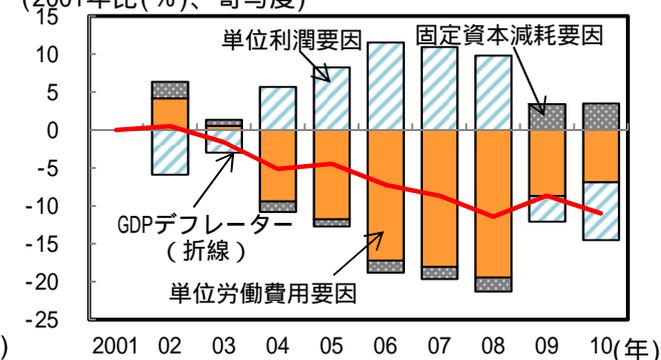
(2001年比(%), 寄与度)



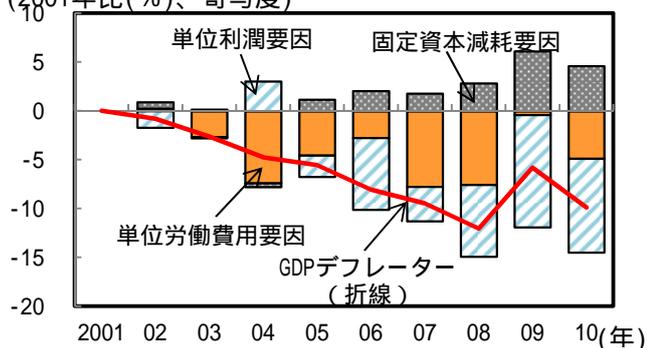
(9) 金属製品  
(2001年比(%)、寄与度)



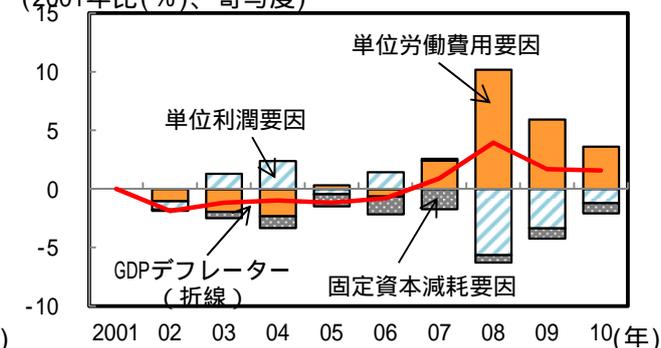
(10) 精密機械  
(2001年比(%)、寄与度)



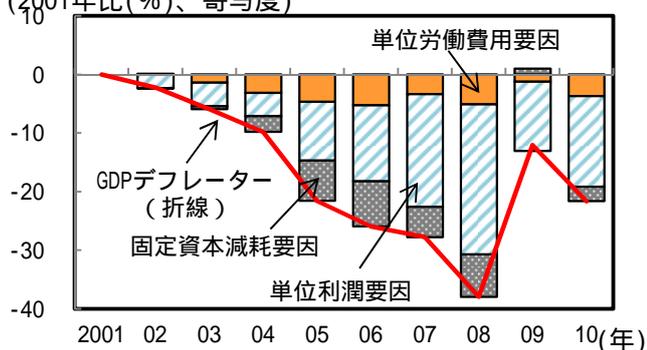
(11) その他製造業  
(2001年比(%)、寄与度)



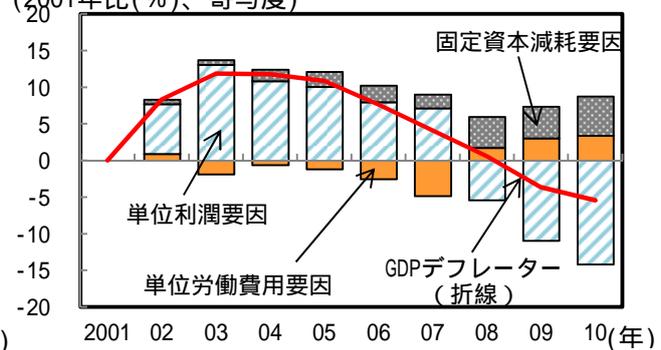
(12) 建設業  
(2001年比(%)、寄与度)



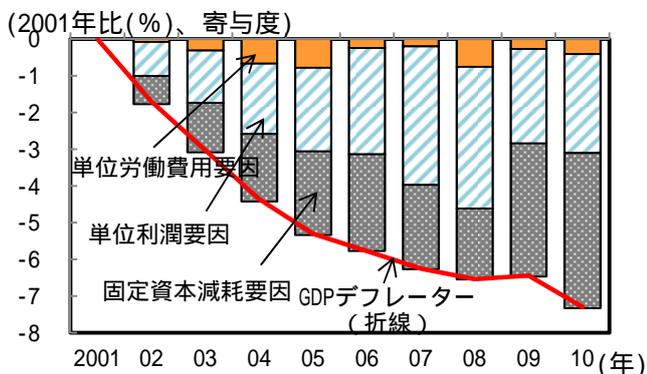
(13) 電気・ガス・水道業  
(2001年比(%)、寄与度)



(14) 金融・保険業  
(2001年比(%)、寄与度)



(15) 不動産業



(備考) 1. 内閣府「国民経済計算」により作成。

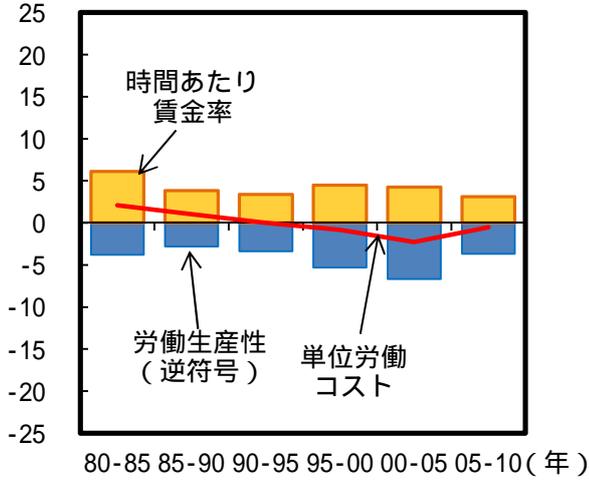
2. 第2-2-2図(1)と同様の方法によりGDPデフレーターを寄与度分解。ただし、ここでは、国民経済計算確報を用いることで、単位利潤の中に含まれていた固定資本減耗を個別に取り出している。

付図3 - 1 単位労働費用（製造業）の要因分解

日本は賃金の抑制によって単位労働費用を抑制

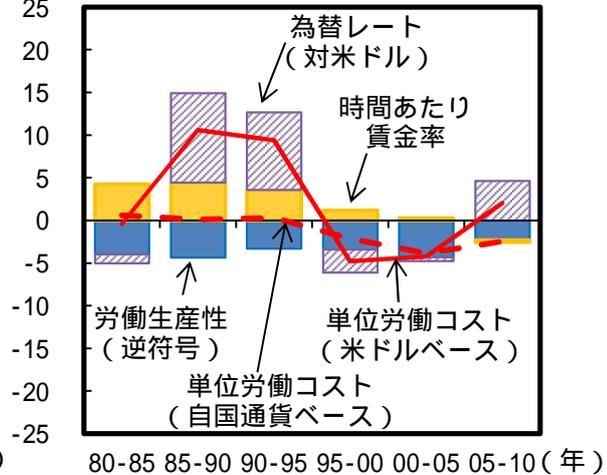
(1) アメリカ

(年率、%)



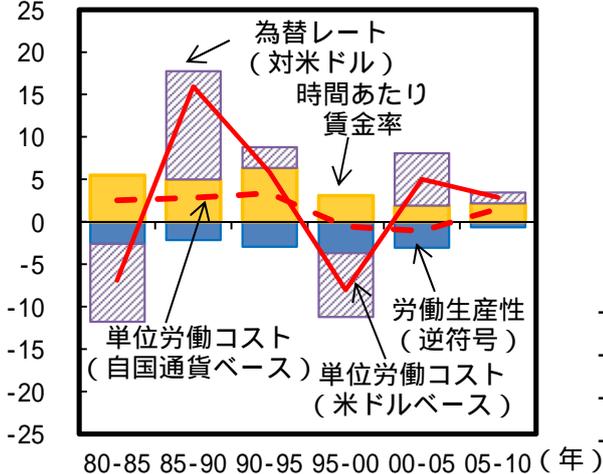
(2) 日本

(年率、%)



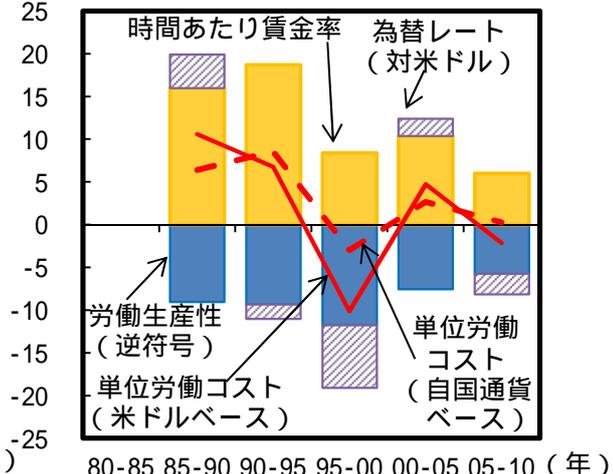
(3) ドイツ

(年率、%)



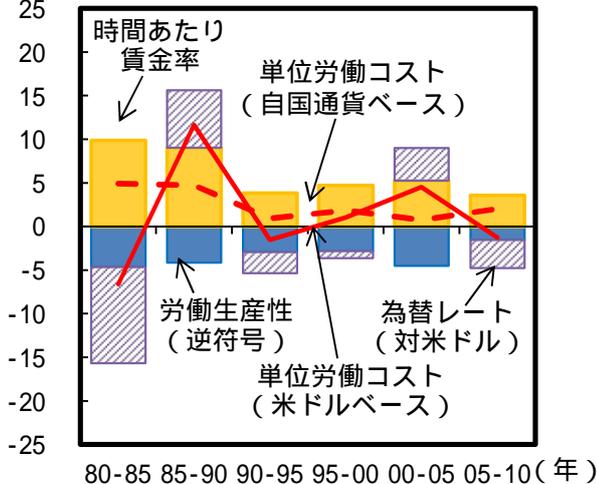
(4) 韓国

(年率、%)



(5) 英国

(年率、%)



(備考) 1. アメリカ労働省“International Labor Comparisons”により作成。

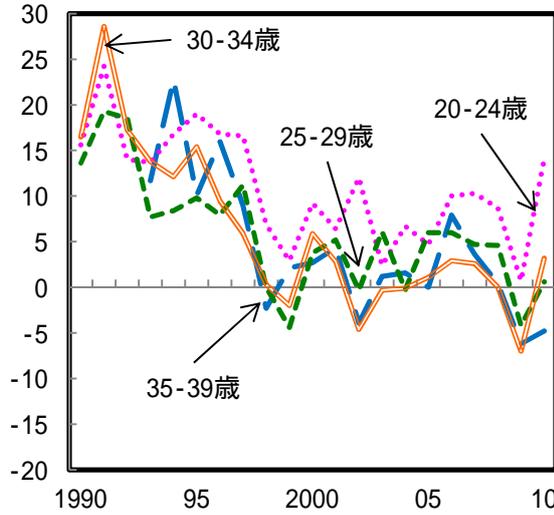
2. 単位労働コスト(自国通貨ベース)は、(1)時間あたり賃金率、(2)労働生産性、  
単位労働コスト(米ドルベース)は、(1)時間あたり賃金率、(2)労働生産性、  
(3)為替レート(対米ドル)に要因分解できる。

付図3 - 2 転職による賃金変動D I

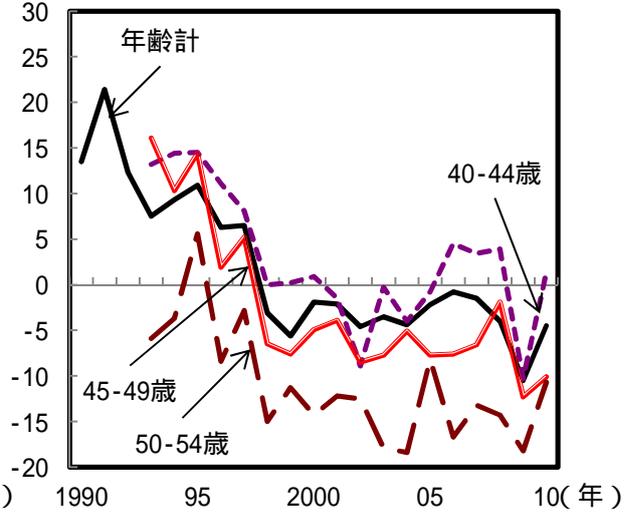
1. 調査産業計 (20-39歳)

2. 調査産業計 (40-54歳、年齢計)

(%、増加 - 減少)



(%、増加 - 減少)



(備考) 1. 厚生労働省「雇用動向調査」により作成。

2. 転職者のうち、賃金が1割以上増加した者の割合から1割以上減少した者の割合を引いたものを賃金変動D Iとした。

## 付注 1 - 1 雇用保険統計等による失業率の推計

### 1 はじめに

本稿では、雇用保険の被保険者数（一般、高年齢、短期、日雇い）受給者実人員数（基本手当、個別延長給付（東日本大震災に伴う特例措置を含む）高年齢、短期、日雇い）を利用し、各種前提を置いた上で失業率を推計しており、推計結果については幅をもった解釈が必要である。なお、総務省では、参考として都道府県別の四半期毎の失業率等を公表しているが、当該値は、時系列回帰モデルによる推計手法を採用しており、本推計とは手法が異なることに留意が必要である。

### 2 推計方法

ここでは、雇用保険の被保険者数の前月差を雇用者数の変化分、雇用保険の受給者実人員数の前月差を完全失業者の変化分と仮定し、総務省が参考として公表している被災 3 県の 2010 年第 四半期における就業者数、完全失業者（内閣府にて季節調整を実施）に毎月の変化分を積み上げ、失業率等を推計している。その際、以下のような調整を実施している。

- ・雇用保険に未加入の者や自営業者の変化分を考慮し、就業者に積み上げる必要がある。このため、毎月勤労統計調査（全国調査、特別調査）における常用雇用者数、国勢調査における自営業者数の 2011 年の前年比（自営業者数については、特別調査における 1～4 人の常用労働者の減少率と同程度となるように反映）と、同期間における雇用保険の被保険者数の前年比による比率を調整率として、毎月の変化分に乘じている。
- ・雇用保険の広域延長給付の受給期間が終了したものの、引き続き失業状態の者もいる。このため、受給終了後も求職中や職業訓練中の人数を失業者の減少分から除外している。

また、本稿では男女別に失業率を推計しているが、雇用保険統計には男女別の数値があるため、これを利用している。その他、以下のような前提を置いている。

- ・総務省の都道府県別のデータには、男女別の数値がないことから、2010 年の国勢調査における就業者数、完全失業者の男女比を用いて、男女別に数値を按分している。
- ・調整率については、上記と同様の方法で男女別に調整率を算出し、当該調整率の男女別の水準を考慮した上で、男女計の調整率を按分している。

## 付注 1 - 2 宮城県の構造失業率の推計

### 1 前提条件

宮城県の構造失業率を推計するにあたり必要となるデータは未公表であることから、本推計では、国勢調査の情報を用いる等、一定の仮定を置いて算出を行っている。そのため、推計結果については、幅をもって見る必要がある。前提条件は、以下の通り。

- ・完全失業率等については、総務省「労働力調査（基本集計）都道府県別結果」を用いている。ただし、2011年以降については、雇用保険制度等を用いて推計した値を使用。
- ・雇用失業率を算出するにあたり、非農林雇用者数のデータが必要となるが、当該データは未公表であるため、平成22年「国勢調査」を用いて算出している。具体的には、宮城県の就業者に対する非農林雇用者の割合を一定と仮定し、総務省「労働力調査（基本集計）都道府県別結果」における就業者に掛け合わせている。
- ・「毎月勤労統計調査」は、定期的に調査対象事業所の入れ替えを行っており、その際に調査結果に時系列的なギャップが生じるおそれがあることから、ギャップ修正率を用いて過去のデータを修正している。ただし、パート労働者比率は、厚生労働省によるギャップ修正が行われておらず、宮城県の地方調査結果においても、3年毎に実施される当該調査対象事業所の入れ替えにより、大きなギャップが生じていることから、ここでは乖離率の平均値を当該調査対象事業所の入れ替えによる要因とみなし、ギャップ修正を行っている。

### 2 推計結果

推計結果は以下のとおりである。

$$\ln U = 0.505 - 0.235 \cdot \ln V - 0.007 \cdot FR_{-2} + 0.002 \cdot PR_{-1} + 0.053 \cdot EQ + 0.949 \cdot \ln U_{-1}$$

(5.65\*\*)    (-4.41\*\*)    (-2.69\*\*)    (2.08\*\*)    (1.88\*)    (17.86\*\*)

$U$ ：雇用失業率

$V$ ：欠員率

$FR$ ：充足率（一般労働者）

$PR$ ：パートタイム労働者比率（30人以上）

$EQ$ ：大震災ダミー

推計期間：1997年1-3月～2012年4-6月

修正済み  $R^2$ ：0.916    DW値：1.949

括弧内の数値はt値。5%有意には\*\*、10%有意には\*を付けている。

## 付注 1 - 3 雇用調整助成金等の効果の推計

### 1 はじめに

雇用調整助成金及び中小企業緊急雇用安定助成金（以下、「雇調金等」という）による失業率押下げ効果は、以下の2の方法により推計した。なお、雇調金等は、休業期間中に教育訓練を行った場合、訓練費が加算されることがあるため、教育訓練を実施した場合（全員が訓練費の加算を受けたものと仮定）実施しない場合（全員が訓練費の加算を受けないものと仮定）の2通りの推計を行った。

### 2 推計方法

#### （1）1人1日当たり支給額

##### ア．中小企業

1人1日当たり支給額 = 前年度の月間平均定期給与 ÷ 30(日) × 3 / 5 (休業手当見合い) × 4 / 5 (休業手当助成額) (+ 訓練費の加算)

##### イ．大企業

1人1日当たり支給額 = 前年度の月間平均定期給与 ÷ 30(日) × 3 / 5 (休業手当見合い) × 2 / 3 (休業手当助成額) (+ 訓練費の加算)

中小企業及び大企業の定期給与については、「毎月勤労統計調査」の5～499人（一般）、500人以上（一般）の定期給与を利用した。

#### （2）延べ休業日数

延べ休業日数 = 雇調金等支給総額 ÷ 1人1日当たり支給額（ ）

1人1日当たり支給額は大企業、中小企業それぞれの申請者数で按分して求めた。

#### （3）雇調金等の対象者数

雇調金等の対象者数 = 延べ休業日数 ÷ 平均所定内労働日数

#### （4）失業率の押下げ効果

失業率の押下げ効果 = 雇調金等の対象者数 ÷ 労働力人口

## 付注2 - 1 期待物価上昇率の推計について

企業の期待物価上昇率は、日本銀行「全国短期経済観測調査」(以下、日銀短観)における「販売価格判断」の3カ月後の先行きに関する回答比率を用い、カールソン=パーキン法(以下、CP法)により算出した。特に本稿では、加納(2006)に基づき、主体が物価の上昇・下落を認識する閾値に非対称性を導入したCP法(以下、非対称CP法)を用いた。以下では、まずオリジナルのCP法について説明し、続いて非対称CP法へと拡張する。

### 1 オリジナルのCP法

CP法は、物価が上がるか、下がるかといった定性的なサーベイの回答から、定量的な期待物価上昇率を導出する統計手法である。まず、以下の3つの仮定を置く。

- ( ) 主体  $i$  の  $t$  期における期待物価上昇率を  $\pi_{it}$  で表すと、 $\pi_{it}$  は、平均  $\mu_t$ 、標準偏差  $\sigma_t$  の正規分布  $N(\mu_t, \sigma_t^2)$  に従う
- ( ) 主体は物価の上昇・下落を認識する閾値  $\delta$  を有し、 $\delta$  はすべての主体に共通している
- ( ) 各主体は各期において、 $\pi_{it} > \delta$  であれば物価は上昇すると回答し、 $\pi_{it} < -\delta$  であれば物価は下落すると回答し、 $-\delta < \pi_{it} < \delta$  であれば物価は持合いと回答する

CP法では、以上の仮定の下、サーベイにおける「上昇」「下落」の回答比率から、 $\pi_{it}$  の分布  $N(\mu_t, \sigma_t^2)$  を特定し、分布の平均  $\mu_t$  を期待物価上昇率とみなす。

サーベイにおける  $t$  期の「上昇」回答比率を  $A_t$ 、「下落」回答比率を  $B_t$  とする。分布を標準化すれば、上の仮定より、 $A_t$ 、 $B_t$  は以下により表される。ただし、 $\Phi$  は標準正規分布の累積密度関数を表す。

$$A_t = P(\pi_{it} > \delta) = P\left(\frac{\pi_{it} - \mu_t}{\sigma_t} > \frac{\delta - \mu_t}{\sigma_t}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{\delta - \mu_t}{\sigma_t}\right)$$
$$B_t = P(\pi_{it} < -\delta) = P\left(\frac{\pi_{it} - \mu_t}{\sigma_t} < \frac{-\delta - \mu_t}{\sigma_t}\right) = \Phi\left(\frac{-\delta - \mu_t}{\sigma_t}\right)$$

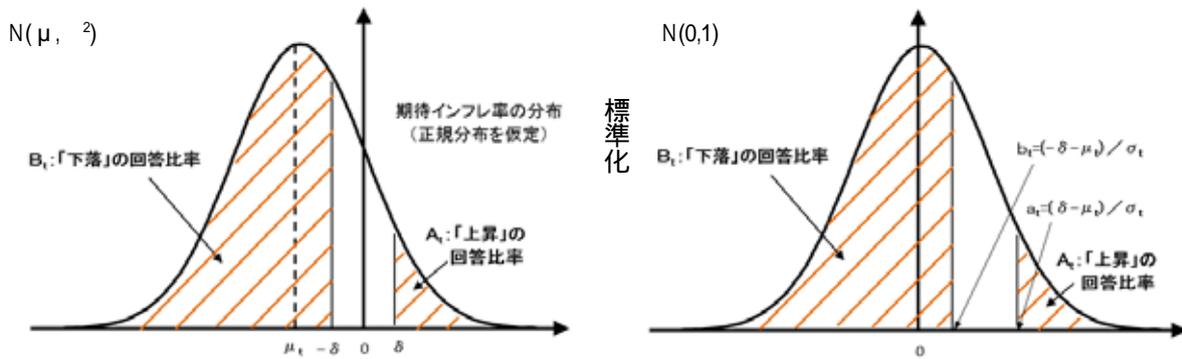
これより、 $\Phi^{-1}$  の逆関数  $\Phi^{-1}$  を用いれば、以下の関係が成り立つ(付注第2 - 1 - 1図参照)。なお、下式中  $a_t$ 、 $b_t$  の値は、標準正規分布表より読み取ることができる。

$$\Phi^{-1}(1 - A_t) = \frac{\delta - \mu_t}{\sigma_t} = a_t \quad \Phi^{-1}(B_t) = \frac{-\delta - \mu_t}{\sigma_t} = b_t$$

これらを連立して  $\mu_t$ 、 $\sigma_t$  について解けば、以下の関係が得られる。

$$\mu_t = -\delta \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \quad \sigma_t = \frac{2\delta}{a_t - b_t} \quad (1)$$

付注 第2 - 1 - 1図 分布の図解



(1)式で閾値  $\delta$  を特定すれば、期待物価上昇率  $\mu_t$  が求まる。

$\delta$  を特定するために、CP法では、「期間を通して見れば、期待物価上昇率の平均は、実際の物価上昇率の平均に等しい」と仮定する。すなわち、推計期間を  $T$  とし、 $t$  期における実際の物価上昇率を  $p_t$  とすると、以下の条件式を導入する。

$$\sum_{t=1}^T \mu_t = \sum_{t=1}^T p_t \quad (2)$$

(1)式、(2)式より、 $\delta$  は以下のとおり求まる。

$$\delta = \frac{\sum_{t=1}^T p_t}{\sum_{t=1}^T \left( \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \right)}$$

こうして求めた  $\delta$  を(1)式に戻せば、各期の期待物価上昇率  $\mu_t$  が得られる。以上が、オリジナルのCP法である。

## 2 非対称CP法

続いて、加納(2006)の提案による、閾値  $\delta$  を非対称化したCP法について説明する。

基本的な考え方はオリジナルCP法と同じだが、非対称CP法では、主体が物価の変化を認識する閾値が上昇と下落で異なる場合を許す。具体的には、仮定( )、( )が以下のとおり修正される。

( ) 主体は物価の上昇を認識する閾値  $\delta_1$ 、下落を認識する閾値  $\delta_2$  を有し、 $\delta_1$ 、 $\delta_2$  はすべての主体に共通している

( ) 各主体は各期において、 $\mu_{it} > \delta_1$  であれば物価は上昇すると回答し、 $\mu_{it} < \delta_2$  であれば物価は下落すると回答し、 $\delta_2 < \mu_{it} < \delta_1$  であれば物価は持合いと回答する

これより、オリジナルCP法と同様に解けば、(1)式に相当する関係として、以下が得られる。

$$\mu_t = \frac{a_t \delta_2 - b_t \delta_1}{a_t - b_t} \quad \sigma_t = \frac{\delta_1 - \delta_2}{a_t - b_t} \quad (3)$$

あとは閾値を特定すれば期待物価上昇率  $\mu_t$  を求めることができる。

ここで、非対称CP法は、オリジナルCP法と異なり閾値が  $\delta_1$ 、 $\delta_2$  の2つあるため、条件式も2つ必要となる。そこで、(2)式に加え、「期間を通して見れば、期待物価上昇率の分散は、実際の物価上昇率の分散に等しい」という仮定を新たに導入する。すなわち、実際の物価上昇率の期間平均を  $P$  とすると、以下の条件式を導入する。

$$\sum_{t=1}^T \sigma_t^2 = \sum_{t=1}^T (p_t - P)^2 \quad (4)$$

(2)式、(3)式、(4)式より、 $\delta_1$ 、 $\delta_2$  は以下のとおり求まる。

$$\delta_1 = \frac{1}{T} \left[ \left\{ \frac{\sum_{t=1}^T (p_t - P)^2}{\sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{a_t - b_t} \right)^2} \right\}^{\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T \left( \frac{a_t}{a_t - b_t} \right) + \sum_{t=1}^T p_t \right]$$

$$\delta_2 = \frac{1}{T} \left[ \left\{ \frac{\sum_{t=1}^T (p_t - P)^2}{\sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{a_t - b_t} \right)^2} \right\}^{\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T \left( \frac{b_t}{a_t - b_t} \right) + \sum_{t=1}^T p_t \right]$$

これらを(3)式に戻せば、各期の期待物価上昇率  $\mu_t$  が得られる。

なお、日銀短観は、四半期ごとの統計調査であり、販売価格の先行きは「3カ月後」(したがって、次の四半期)を尋ねていることから、以上の方法で導かれる期待物価上昇率も四半期の前期比となる。このため、本稿では、非対称CP法により得られた期待物価上昇率  $\mu_t$  を年率換算し、前年比の期待物価上昇率を求めている。

例えば、 $y$  年第1四半期の前年比期待物価上昇率  $\mu_{y,q1}$  は、以下により求めている。ただし、 $\mu_{y,qi}$  は  $y$  年第  $i$  四半期の調査結果から非対称CP法により得られた期待物価上昇率を表す。

$$\pi_{y,q1} = \left\{ \left( \frac{\mu_{y-1,q2}}{100} + 1 \right) \left( \frac{\mu_{y-1,q3}}{100} + 1 \right) \left( \frac{\mu_{y-1,q4}}{100} + 1 \right) \left( \frac{\mu_{y,q1}}{100} + 1 \right) - 1 \right\} \times 100$$

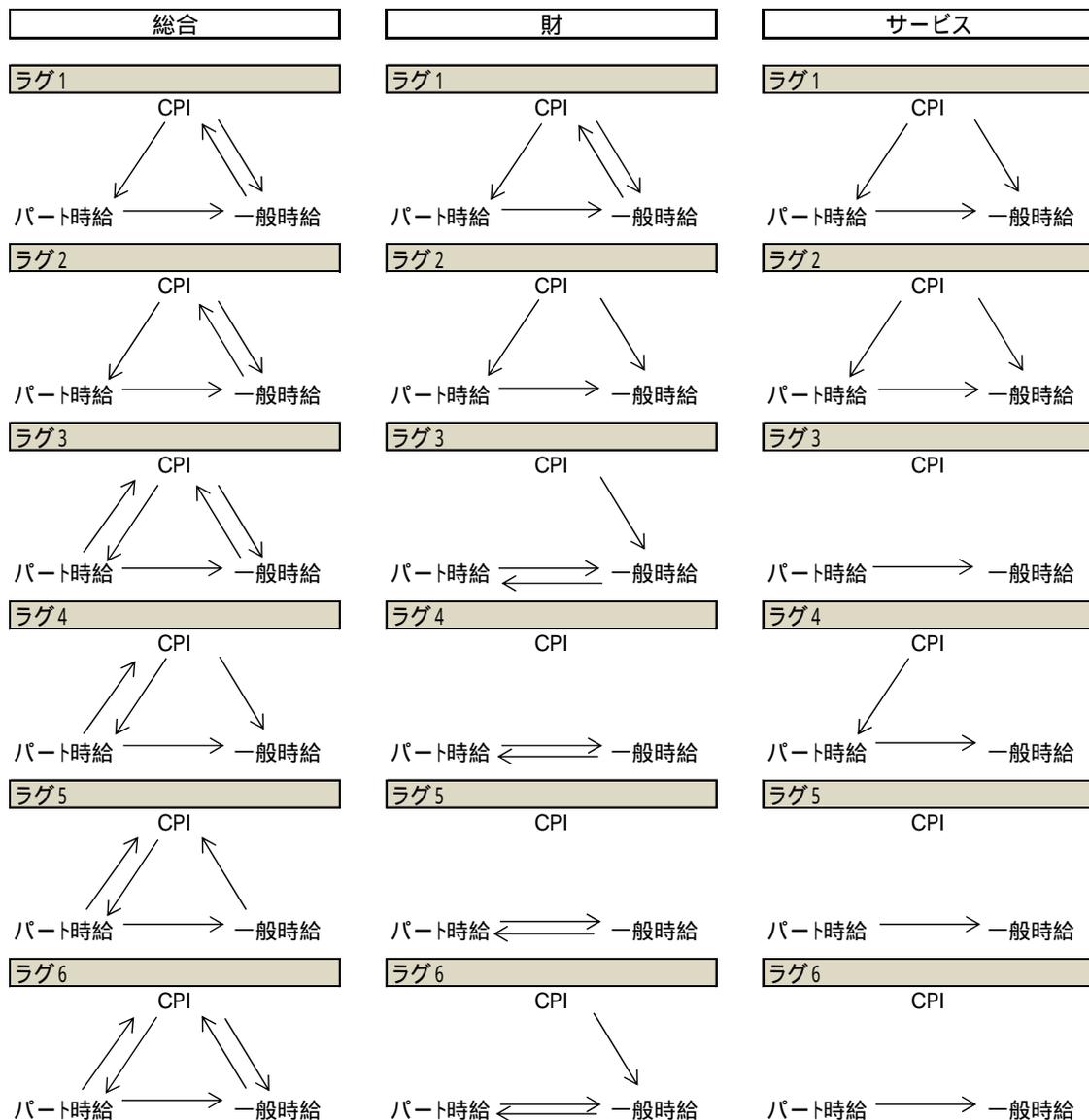
本文では、非対称CP法により算出した製造業及び非製造業の期待物価を示した。

付注 2 - 2 消費者物価と時給のグレンジャー因果性

消費者物価と一般・パート労働者時給について、グレンジャー因果性の検定結果を下図に示す。検定は、2006年1月から2012年7月までの月次データを用い、前年比の1階差をとり、以下の組合せにより行った。いずれの変数も、単位根検定により1%水準有意で単位根の存在が棄却された。なお、前年比を用いた場合は、いずれの変数も単位根の存在が棄却できなかったが、参考として併せて結果を示す。

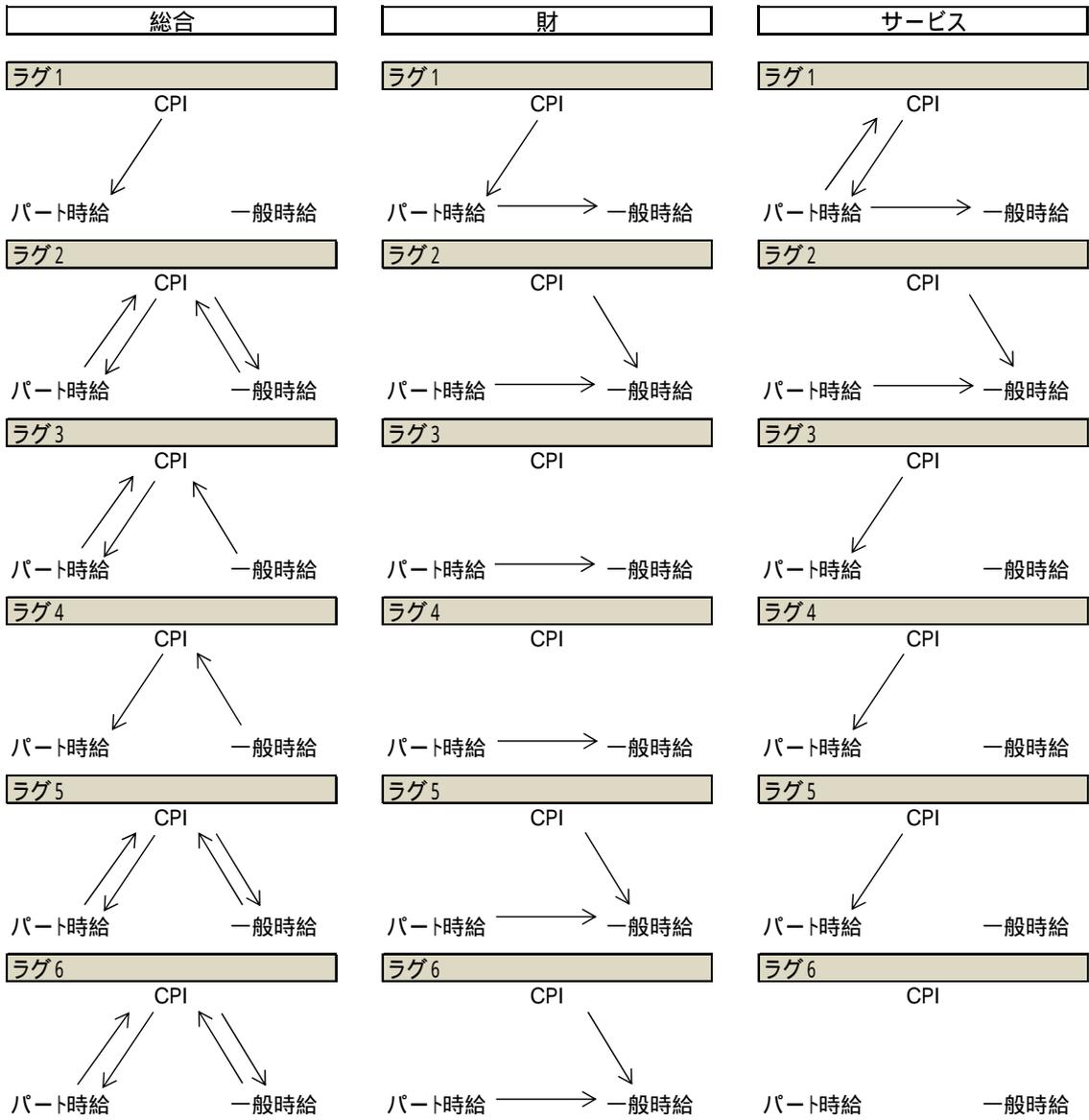
- 総合 ..... (消費者物価：コアコア(連鎖)、一般・パート時給：全産業)
- 財 ..... (消費者物価：エネルギーを除く財(連鎖)、一般・パート時給：製造業)
- サービス... (消費者物価：家賃、携帯電話通信料を除く一般サービス(連鎖)、一般・パート時給：建設業を除く非製造業)

付注 第2 - 2 - 1図 グレンジャー因果性の検定結果(前年比1階差)



: 5%水準有意なグレンジャー因果性

付注 第2-2-2図 【参考】グレンジャー因果性の検定結果(前年比)



: 5%水準有意なグレンジャー因果性

## 付注2 - 3 テイラー・ルールによる金利決定式の推計とデフレのコスト試算

### 1 考え方

オリジナルのテイラー・ルールに加え、前期の金利とのスムージングを考慮した式を推計した。目標インフレ率としては、1%及び2%を仮定し、GDPギャップとインフレギャップを参照しながら金利を決定する式である。また、均衡時の実質金利（自然利子率）は潜在成長率を用いている。

### 2 結果

推計式、用いた変数とデータ、そして結果は以下のとおりである。

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)[(r_t + \pi^*) + \alpha GDPgap_t + \beta(CPI_t - \pi^*)]$$

各変数は以下の通り。

$i_t$  : 有担保オーバーナイトコールレート

$r_t$  : 実質金利（潜在成長率）

$\pi^*$  : 目標インフレ率

$GDPgap_t$  : GDPギャップ

$CPI_t - \pi^*$  : 消費者物価指数の前年比と目標インフレ率との差（インフレギャップ）

$\lambda$  : 金利スムージングの強さを表すパラメーター

データは四半期で、期間は1996年以降の低金利政策の期間を除いた1983年第1四半期から1995年第4四半期まで。

		(1 - )	(1 - )	adj-R <sup>2</sup>		
目標インフレ率：1.0%	0.8 (11.4)	0.12 (2.8)	0.15 (1.16)	0.92	0.62	0.78
目標インフレ率：2.0%	0.7 (9.8)	0.06 (1.41)	0.44 (3.29)	0.93	0.22	1.56

### 3 デフレのコスト試算

テイラー・ルールから導かれる金利と実際の金利差を求め、当該差分とマクロ経済モデルの乗数を掛け合わせることで、金利変化のGDP及び各需要項目に対する影響を試算した。その際、利用した乗数は佐久間他（2011）に掲載されている「短期金利を1%ポイント引き上げたときの各需要項目の変化」である。

付注 2 - 4 基調的な物価上昇率の推計について

国ごとに下式を推計し、定数項 C を基調的な物価上昇率と解釈した。各国の推計結果は下表のとおりである。

$$P_t = C + \alpha * GAP_{t-1} + \beta * IMP_t + \varepsilon_t$$

P : 物価上昇率(消費者物価前年比または家計最終消費デフレーター前年比)

C : 定数項、GAP : GDPギャップ、IMP : 輸入デフレーター前年比、 $\varepsilon_t$  : 誤差項

\*\* ... 5%水準で有意、\* ... 10%水準で有意

		P : 消費者物価			P : 家計最終消費デフレーター		
		C	GAP	IMP	C	GAP	IMP
オーストラリア	係数	3.22**	1.43**	0.02	2.93**	0.98**	0.02
	(t 値)	(8.43)	(3.57)	(0.23)	(9.10)	(2.89)	(0.43)
オーストリア	係数	1.73**	0.10	0.22**	1.65**	0.01	0.26**
	(t 値)	(8.95)	(1.00)	(2.72)	(8.63)	(0.13)	(3.23)
ベルギー	係数	1.95**	0.35**	0.17**	1.78**	0.30**	0.22**
	(t 値)	(13.83)	(3.32)	(4.69)	(12.00)	(2.67)	(5.66)
デンマーク	係数	1.94**	0.14**	0.14**	1.71**	0.13**	0.14**
	(t 値)	(14.29)	(6.12)	(3.86)	(10.97)	(5.11)	(3.18)
フィンランド	係数	2.51**	0.27**	0.15**	2.47**	0.28**	0.23**
	(t 値)	(8.47)	(3.62)	(2.18)	(8.06)	(3.60)	(3.19)
フランス	係数	2.01**	0.27**	0.15**	1.74**	0.37**	0.24**
	(t 値)	(14.56)	(3.30)	(3.24)	(11.85)	(4.32)	(4.86)
ドイツ	係数	2.02**	0.11	0.09	1.63**	-0.05	0.09
	(t 値)	(7.36)	(0.92)	(1.19)	(6.06)	(-0.44)	(1.15)
イタリア	係数	2.95**	0.33	0.11	3.05**	0.36	0.16**
	(t 値)	(7.36)	(1.61)	(1.60)	(6.76)	(1.54)	(2.04)
日本	係数	0.73**	0.43**	0.03	0.28	0.47**	0.03
	(t 値)	(4.38)	(5.73)	(1.48)	(1.63)	(6.00)	(1.30)
韓国	係数	4.44**	0.42*	0.04	4.98**	0.27	0.03
	(t 値)	(10.48)	(1.82)	(0.79)	(8.79)	(0.88)	(0.44)
ルクセンブルグ	係数	1.68**	0.12**	0.10**	1.65**	0.14**	0.15**
	(t 値)	(6.06)	(2.43)	(2.05)	(6.41)	(3.26)	(3.21)
ノルウェー	係数	2.43**	0.62**	0.09	2.30**	0.53**	0.12
	(t 値)	(8.56)	(4.57)	(0.92)	(7.94)	(3.80)	(1.19)
ポルトガル	係数	2.79**	0.89**	0.50**	2.65**	0.92**	0.58**
	(t 値)	(3.90)	(3.74)	(3.89)	(3.94)	(4.11)	(4.87)
スペイン	係数	3.52**	0.23	0.07	3.53**	0.21	0.10
	(t 値)	(8.76)	(1.53)	(0.75)	(8.51)	(1.31)	(1.07)
スウェーデン	係数	1.77**	0.21**	0.11	1.39*	0.30**	0.30**
	(t 値)	(3.56)	(2.02)	(1.08)	(1.96)	(2.00)	(2.11)
英国	係数	2.68**	0.15	0.13	2.94**	0.06	0.11
	(t 値)	(6.95)	(0.71)	(1.54)	(6.46)	(0.25)	(1.10)
アメリカ	係数	2.71**	0.18**	0.15**	2.34**	0.09	0.15**
	(t 値)	(13.88)	(2.23)	(3.77)	(11.84)	(1.11)	(3.57)

これらの係数（ $\alpha$ 、 $\beta$ ）を用い、以下のとおり、各期の年平均物価上昇率から需給と輸入物価要因を除くことによりを算出している。

$$\alpha_{1987-1996} = P_{1987-1996} - (\beta_{1987-1996} (GAP_{1987-1996} + IMP_{1987-1996}))$$

$$\alpha_{1997-2011} = P_{1997-2011} - (\beta_{1997-2011} (GAP_{1997-2011} + IMP_{1997-2011}))$$

ただし、 $\beta_{S-T}$ ：S年～T年の基調物価上昇率、 $P_{S-T}$ ：S年～T年の年平均物価上昇率、 $GAP_{S-T}$ ：S年～T年の年平均GDPギャップ、 $IMP_{S-T}$ ：S年～T年の輸入デフレーター年平均上昇率である。

付注 2 - 5 財別為替転嫁率の推計について

財別の輸出物価と為替レートの関係について、パラメータが時間とともに変化すると仮定し、以下の式を推計した。

$$\log(\text{series } i_t) = c + sv i_t * \log(\text{neer}_t) + \varepsilon_t$$

$$sv i_t = sv i_{t-1} + \omega_t$$

各変数は、series i : 財 i の輸出物価、neer : 名目実効為替レート、sv i は財 i の為替転嫁率 (円ベース) (時変パラメータ)、c はパラメータ、 $\varepsilon_t$ 、 $\omega_t$  は誤差項である。カルマンフィルターによる推計結果は以下のとおりである。

---

サンプル期間 : 1980 ~ 2012 年

観測値数 : 392

---

財別為替転嫁率	終期の値	RMSE	z 値	Prob.
繊維製品	-0.5032	0.00273	-184.150	0
化学製品	-0.8175	0.00413	-198.123	0
金属・同製品	-0.5948	0.00391	-152.314	0
はん用・生産用・業務用機器	-0.3905	0.00108	-362.732	0
電気・電子機器	-0.8288	0.00227	-364.698	0
輸送用機器	-0.4958	0.00301	-164.808	0
その他産品・製品	-0.6345	0.00181	-351.177	0

---

付注 2 - 6 為替転嫁率の変動要因の推計について

為替転嫁率と企業行動に関する主な指標の関係をみるため、財別に以下の式を推計した。

$$\ln Y = c + \alpha * \ln X_1 + \beta * \ln X_2 + \gamma * \ln X_3$$

各変数は、Y：為替転嫁率、X<sub>1</sub>：世界輸出に占める日本のシェア、X<sub>2</sub>：海外現地生産比率、X<sub>3</sub>：労働生産性、c、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  はパラメータである。

財別の推計結果は以下のとおりである。

				AR <sup>2</sup>	DW
繊維製品	-0.066 (-1.95 <sup>*</sup> )	0.0165 (1.690)	-0.036 (-1.03)	0.682	0.736
化学製品	-1.423 (-4.27 <sup>**</sup> )	0.0759 (0.604)	-0.164 (-0.29)	0.508	0.961
金属・同製品	-0.451 (-1.86 <sup>*</sup> )	0.0465 (1.087)	0.1222 (-2.00 <sup>**</sup> )	0.725	0.764
はん用・生産用・ 業務用機器	-0.001 (-0.05)	0.0531 (7.059 <sup>**</sup> )	-0.074 (-3.62 <sup>**</sup> )	0.850	0.518
電気・電子機器	0.1053 (1.113)	0.2701 (4.044 <sup>**</sup> )	-0.399 (-12.42 <sup>**</sup> )	0.966	1.077
輸送用機器	-0.126 (-3.00 <sup>**</sup> )	0.0355 (3.234 <sup>**</sup> )	-0.095 (-2.48 <sup>**</sup> )	0.903	1.405
その他産品・製品	0.0717 (2.271 <sup>**</sup> )	0.0739 (5.193 <sup>**</sup> )	0.1740 (1.137)	0.655	1.008

(備考)

1. 日本銀行「企業物価指数」、「名目実効為替レート」、国際連合「UN COMTRADE」、内閣府「企業行動に関するアンケート調査」、「国民経済計算」、経済産業省「海外事業活動基本調査」により作成。
2. 推計期間 = 1986 ~ 2010 年。
3. ( ) 内は t 値を表す。<sup>\*\*</sup>は 5%水準で、<sup>\*</sup>は 10%水準で統計的有意を示す。AR<sup>2</sup>：自由度調整済み決定係数、DW：ダービン・ワトソン比。

付注 2 - 7 雇用調整速度の推計について

雇用調整速度は、国ごとに下式を推計し、前期労働投入  $E_{t-1}$  の係数  $\gamma$  を 1 から引く ( $1 - \gamma$ ) ことにより求めた。各国の  $\gamma$  の推計結果は下表のとおりである。

$$\log E_t = C + \alpha * \log Y_t + \beta * \log(W_t/P_t) + \gamma * \log E_{t-1} + \delta * T_t + \varepsilon_t$$

E : 労働投入(雇用者数または一人当たり労働時間)、Y : 鉱工業生産  
W : 名目賃金、T : タイムトレンド、 $\varepsilon_t$  : 誤差項

\*\* ... 5%水準で有意、\* ... 10%水準で有意

		雇用者数ベース		一人当たり労働時間ベース	
		1976 ~ 1990	1991 ~ 2010	1976 ~ 1990	1991 ~ 2010
オーストラリア	(t 値)	-	0.45** (3.51)	-	0.31 (1.35)
ベルギー	(t 値)	0.64** (7.72)	0.66** (4.93)	-	0.24 (1.57)
カナダ	(t 値)	0.78** (4.86)	0.62** (8.33)	0.67** (2.48)	0.12 (0.65)
デンマーク	(t 値)	0.37 (1.66)	0.60** (3.98)	0.04 (0.14)	0.64** (3.05)
フィンランド	(t 値)	0.74** (3.19)	0.66** (13.37)	0.07 (0.22)	0.77** (3.36)
フランス	(t 値)	0.55 (1.61)	0.64** (11.06)	0.02 (0.05)	0.57** (2.70)
ドイツ	(t 値)	0.85** (7.24)	0.88** (8.28)	-	0.26 (0.92)
イタリア	(t 値)	0.46 (1.65)	0.93** (8.11)	-	0.45** (2.44)
日本	(t 値)	0.85** (2.74)	0.69** (6.73)	0.78* (1.84)	0.38** (3.75)
韓国	(t 値)	-	0.51** (4.05)	-	0.57** (4.18)
ルクセンブルグ	(t 値)	-	0.70** (4.67)	-	0.27 (1.24)
オランダ	(t 値)	0.48* (1.86)	0.94** (6.07)	0.59* (1.88)	0.74** (4.15)
ニュージーランド	(t 値)	-	0.64** (6.12)	-	0.51* (1.88)
ノルウェー	(t 値)	0.74** (3.00)	0.76** (7.16)	0.64** (6.03)	0.73** (5.07)
スペイン	(t 値)	-	0.84** (19.17)	-	0.84** (6.24)
スウェーデン	(t 値)	-	0.65** (3.60)	-	0.66** (3.82)
英国	(t 値)	0.75** (7.41)	0.62** (6.87)	0.11 (0.43)	0.23 (1.00)
アメリカ	(t 値)	0.29** (3.19)	0.43** (3.65)	0.06 (0.20)	0.18 (1.03)

### 付注3 - 1 現地市場獲得型企業と国内生産代替型企業のカテゴリー化の方法について

「現地市場獲得型企業」と「国内生産代替型企業」の分類は、下記のように行った。

「現地市場獲得型企業」については、「現地の製品需要が旺盛又は今後の需要が見込まれる」と「進出先近隣第三国で製品需要が旺盛または今後の拡大が見込まれる」の双方の項目を選択した企業、もしくは各々それのみを選択した企業とした。一方で、「国内生産代替型企業」については、「良質で安価な労働力が確保できる（生産コスト低下）」、「土地等の現地資本が安価」、「品質価格面で、日本への逆輸入が可能（日本への逆輸入）」のすべての項目を選択した企業、また、3つのうち2つの項目を選択した企業、さらに、各々それのみを選択した企業とした。上記の2つのカテゴリーのうち、いずれにも区分されなかった企業を「その他」とした。

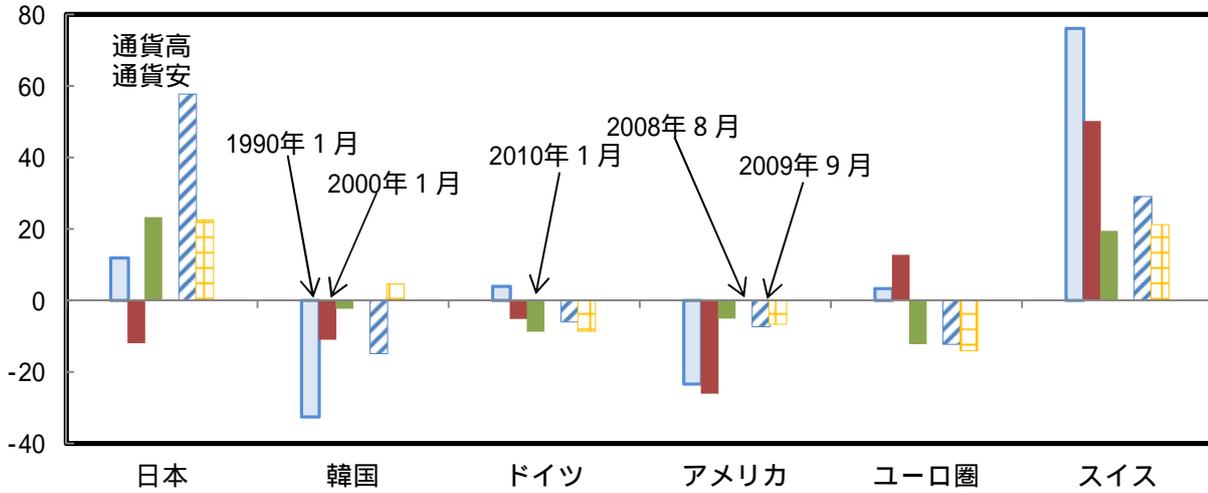
また、2004年度調査以前は現地子会社に進出動機を尋ねる形式となっていたが、2005年度調査以降は調査年度に現地子会社用の新規投資、もしくは追加投資を行った本社企業に投資決定ポイントを尋ねる形式に調査票が変わってしまっている。そのため、第3 - 1 10図では、現地子会社の個票データを用いてカテゴリーを区分したのち、本社の個票データとマッチングさせることで分類した。具体的には、「現地市場獲得型企業」は、その動機で設立した現地子会社のみ保有している企業とし、「国内生産代替型企業」も、その動機で設立した現地子会社のみ保有している企業とした。上記の2つのカテゴリーのうち、いずれにも区分されなかった企業は「その他」とした。

なお、第3 - 1 10図においては、「現地市場獲得型企業」については、「進出先現地で販売維持拡大を図るため」、「同一地域内第三国での販売維持拡大を図るため」、「域外第三国での販売維持拡大を図るため」のすべての項目を選択した企業、もしくは3つのうち2つの項目を選択した企業、各々それのみを選択した企業とした。一方で、「国内生産代替型企業」については、「海外生産の方がコスト面で有利なため、進出した（生産コスト低下）」、「日本における生産では、価格競争力の維持は困難であり、海外生産によるコストの引き下げが不可欠であった」、「日本への逆輸入（日本への逆輸入）」のすべての項目を選択した企業、また、3つのうち2つの項目を選択した企業、各々それのみを選択した企業とした。上記の2つのカテゴリーのうち、いずれにも区分されなかった企業を「その他」とした。

付注3 - 2図 実質実効為替レート（ULCベース）の変化

基準時点によって見方が変化

(基準時点からの変化率、%)



- (備考) 1. IMF「International Financial Statistics」により作成。  
 2. 基準時点は、1990年1月、2000年1月、2010年1月と10年ごとの3時点に、2008年8月と2009年9月を追加した。2008年8月はリーマン・ショックが起こる前月、2009年9月はギリシャの財政収支の粉飾が明らかになった前月。直近は2012年9月。

### 付注 3 - 3 賃金関数の推計について

#### 1. 考え方

平成 10 年版労働白書を参考にして、年収 (AINCOME) または所定内給与 (CWAGE) を被説明変数とし、年齢 (AGE)、経験年数 (EXPC)、経験年数の 2 乗を説明変数とした賃金関数ならびに退職金支給月数を推計し、生涯賃金を求めた。また、製造業 (企業規模 1,000 人以上) で働く生産労働者 (高校卒、男) および管理・事務・技術労働者 (大学卒以上、男) を分析の対象とした。具体的な推計方法は次のとおり。

賃金関数の推計：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の年齢階級、勤続年数階級別所定内給与及び年間賞与その他特別給与額を用いて、年齢階級および勤続年数ごとの賃金表 (年収、所定内給与) を作成した。なお、年齢階級と勤続年数には幅があることから、たとえば年齢階級 35～39 歳については 37 歳とし、勤続年数 1～2 年については 1.5 年などとした。また、所定内給与 × 12 + 年間賞与その他特別給与額をもって年収とみなした。

退職金支給月額額の推計：厚生労働省「賃金事情等総合調査」に基づき、製造業の高校卒 (生産労働者) および大学卒 (事務・技術労働者) それぞれの勤続年数別退職金支給月額 (年金制度を併用している場合の年金現価額を含む) から、線形補間により、勤続各年別の支給月額を推計した。これに、先に推計した転職時又は退職時の所定内給与を掛け合わせて退職金とみなした。

生涯賃金： により求められる年齢ごとの年収 (推計値) の合計に退職金支給額 (推計値) を合算し、生涯賃金とした。

#### 2. 推計結果

(1) 製造業 (生産労働者) からの転職による生涯賃金変化 (2011 年)

( ) 製造業 (大企業) へ転職するケース

年収

$$\text{AINCOME} = 361.77 - 2.27 \cdot \text{AGE} + 16.75 \cdot \text{EXPC} - 0.20 \cdot \text{EXPC}^2$$

$$(10.85) \quad (-3.36) \quad (4.88) \quad (-1.64) \quad (\text{括弧内は } t \text{ 値})$$

修正済み決定係数：0.65、DW 値：0.85

所定内給与

$$\text{CWAGE} = 24.36 - 0.10 \cdot \text{AGE} + 0.72 \cdot \text{EXPC} - 0.01 \cdot \text{EXPC}^2$$

$$(12.85) \quad (-2.58) \quad (3.68) \quad (-0.92) \quad (\text{括弧内は } t \text{ 値})$$

修正済み決定係数：0.56、DW 値：0.75

( ) 製造業 (規模計) へ転職するケース

年収

$$\text{AINCOME} = 352.69 - 2.18 \cdot \text{AGE} + 11.34 \cdot \text{EXPC} - 0.10 \cdot \text{EXPC}^2$$

(14.62) (-4.69) (4.44) (-1.15) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.61、DW 値：0.57

所定内給与

$CWAGE=23.78-0.09 \cdot AGE+0.54 \cdot EXPC-0.00 \cdot EXPC^2$

(17.01) (-3.21) (3.62) (-0.67) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.56、DW 値：0.55

( ) 非製造業（大企業）へ転職するケース

年収

$AINCOME=412.06-3.16 \cdot AGE+12.35 \cdot EXPC-0.05 \cdot EXPC^2$

(10.82) (-4.32) (3.14) (-0.36) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.53、DW 値：0.57

所定内給与

$CWAGE=27.62-0.15 \cdot AGE+0.55 \cdot EXPC-0.00 \cdot EXPC^2$

(12.04) (-3.39) (2.31) (-0.08) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.44、DW 値：0.71

( ) 非製造業（規模計）へ転職するケース

年収

$AINCOME=349.22-2.01 \cdot AGE+10.20 \cdot EXPC-0.04 \cdot EXPC^2$

(12.07) (-3.60) (3.33) (-0.38) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.55、DW 値：0.51

所定内給与

$CWAGE=24.61-0.09 \cdot AGE+0.54 \cdot EXPC-0.00 \cdot EXPC^2$

(14.20) (-2.80) (2.97) (-0.23) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.51、DW 値：0.44

( 2 ) 転職コスト（生涯所得）の時点による変化（製造業 < 生産労働者 > )

( ) 2001 年

年収

$AINCOME=300.79-0.33 \cdot AGE+17.87 \cdot EXPC-0.21 \cdot EXPC^2$

(10.60) (-0.54) (6.14) (-2.04) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.75、DW 値：1.28

所定内給与

$CWAGE=21.16-0.00 \cdot AGE+0.77 \cdot EXPC-0.01 \cdot EXPC^2$

(13.36) (-0.03) (4.73) (-1.04) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.71、DW 値：1.15

( ) 2011 年

年収

$$\text{AINCOME}=361.77-2.27 \cdot \text{AGE}+16.75 \cdot \text{EXPC}-0.20 \cdot \text{EXPC}^2$$

(10.85) (-3.36) (4.88) (-1.64) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.65、DW 値：0.85

所定内給与

$$\text{CWAGE}=24.36-0.10 \cdot \text{AGE}+0.72 \cdot \text{EXPC}-0.01 \cdot \text{EXPC}^2$$

(12.85) (-2.58) (3.68) (-0.92) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.56、DW 値：0.75

(3) 転職コスト(生涯所得)の時点による変化

(製造業<管理・事務・技術労働者>)

( ) 2001 年

年収

$$\text{AINCOME}=-148.51+20.91 \cdot \text{AGE}+3.48 \cdot \text{EXPC}-0.09 \cdot \text{EXPC}^2$$

(-2.07) (12.58) (0.55) (0.41) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.80、DW 値：1.38

所定内給与

$$\text{CWAGE}=-4.11+1.25 \cdot \text{AGE}-0.59 \cdot \text{EXPC}-0.03 \cdot \text{EXPC}^2$$

(-1.03) (13.58) (-1.66) (2.07) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.80、DW 値：1.47

( ) 2011 年

年収

$$\text{AINCOME}=-107.03+16.47 \cdot \text{AGE}+25.09 \cdot \text{EXPC}-0.64 \cdot \text{EXPC}^2$$

(-1.43) (9.51) (3.99) (-2.83) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.75、DW 値：1.92

所定内給与

$$\text{CWAGE}=-6.11+1.14 \cdot \text{AGE}+0.85 \cdot \text{EXPC}-0.02 \cdot \text{EXPC}^2$$

(-1.22) (9.87) (2.03) (-1.62) (括弧内は t 値)

修正済み決定係数：0.70、DW 値：2.13

### 3. その他

「賃金構造基本統計調査」では、転職入職者の属性(当該産業での職務経験の有無等)までは把握できないことから、賃金関数(年収、所定内給与)の推計結果については幅を持った解釈が必要である。また、退職金支給月額については、産業・企業規模の異なる企業に転職したケースを試算する場合においても、「賃金事情等総合調査」が調査対象とする資本金5億円以上かつ労働者1,000人以上の支給月額に基づく推計値を用いたため、実際よりも過大評価されている可能性がある。