

第3章 労働力需給モデル

本研究では、「日本再興戦略」（2013年6月14日閣議決定）の成果目標等を踏まえたシミュレーションによって、2030年までの性・年齢階級別労働力人口、性・年齢階級別就業者数、及び産業別就業者数の推計を行っている。シミュレーションは、労働力需要ブロック、労働力供給ブロック及び労働力需給調整ブロックから構成されるモデル（労働力需給モデル）を用いて行う。ブロック間の関係は、図3-1のフローチャートの通りである。

労働力需要ブロックでは、各産業で推定した誤差修正モデルによる労働力需要関数に、当該産業の名目生産額、時間当たり賃金及び労働時間を与えて労働力需要を求める。このうち名目生産額は、経済成長率、最終需要の項目構成及び項目別財・サービス構成、産業連関表の投入係数及び輸入係数、並びに生産額デフレータを外生的に与えて算出される。労働時間は、フルタイム及び短時間雇用者の労働時間、並びに短時間雇用者比率の将来における想定から算出した産業計の労働時間変化率を、各産業に適用して算出する。時間当たり賃金は、労働力需給調整ブロックにおいて推計された変化率を各産業に適用して算出する。

労働力供給ブロックでは、各性・年齢階級で推定した労働力率関数に、労働力率を規定する要因と考えられる進学率、出生率、短時間雇用者比率、保育所幼稚園在所児童数比率、希望者全員が65歳まで雇用の確保される企業割合等を与えて労働力率を求める。

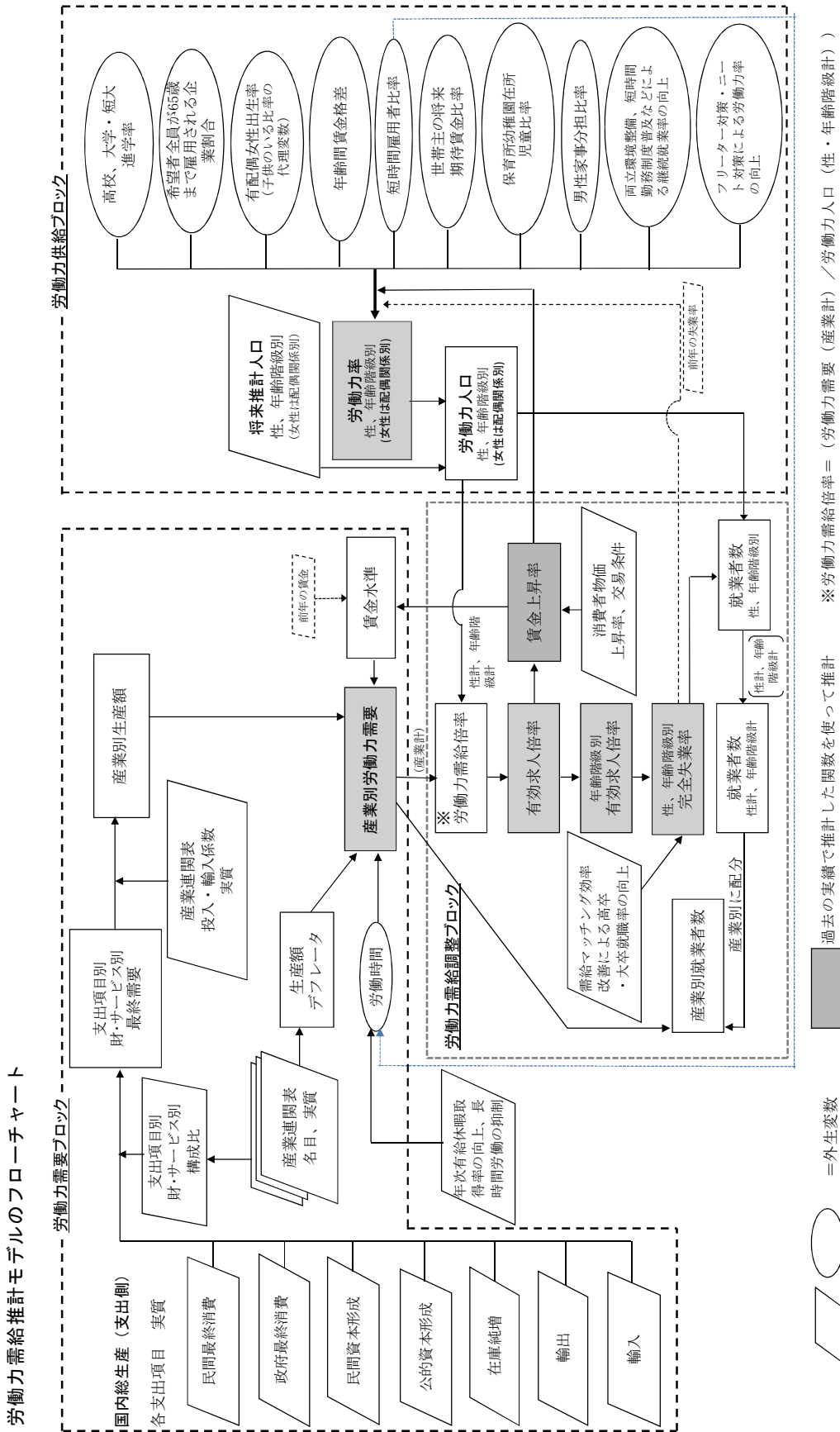
（なお、女性については、さらに配偶関係の別（有配偶、無配偶・その他の2区分）で行う。）次いで、求めた労働力率に将来推計人口を乗じることで、労働力人口を算出する。労働力率を規定する要因は、性・年齢階級に応じて変える。その将来想定値は、完全失業率と実質賃金を除き、外生的に与えている。完全失業率は、1期前において推計された完全失業率である。実質賃金は、無配偶・その他の女性の労働力率の規定要因の1つとしたものであるが、労働力需給調整ブロックにおいて決定される賃金変化率で算出した値である。

労働力需給調整ブロックでは、フィリップス曲線の考え方を応用することによって、有効求人倍率、消費者物価変化率及び交易条件（輸出物価指数及び輸入物価指数の比）から賃金上昇率を算出する。また、有効求人倍率から性・年齢階級別に完全失業率を求める変換式を過去の実績に基づいて推定し、性・年齢階級別に完全失業率を求める。有効求人倍率は、労働力需要ブロックにおいて算出される各産業の労働力需要計と、労働力供給ブロックにて算出される各性・年齢階級の労働力人口計の比（労働力需給倍率）を、過去の実績から推定した変換式で変換して得たものである。消費者物価変化率及び交易条件は、外生的に与える。

労働力需要ブロック及び供給ブロックにおいて算出される労働力需要及び労働力人口

から労働力需給調整ブロックにおいて賃金変化率が算出され、それが労働力需要ブロック及び供給ブロックにフィードバックし（将来の産業別の賃金変化率は、産業計の値で共通）、新たな賃金水準で労働力需要と労働力人口が算出される。フィードバックさせる前と後を比較し、賃金変化率が収束したと見なせる時点でモデル計算が終了した（労働力需要、労働力人口等の各推計値が決定された）と判断する。収束時点における完全失業率及び労働力人口から就業者数を性・年齢階級別に算出する。次いで、その就業者数の性・年齢階級計を労働力需要の産業構成に基づいて、産業別に分割し、産業別就業者数とする。

図 3-1-1 労働力供給モデルのフローチャート



注) 外生変数のうち平行四辺形で示されるものは主に労働力需要ブロック及び需給調整ブロックに係わるものであり、楕円は主に労働力供給ブロックに係わるもの。

第1節 シミュレーションシナリオの設定

本研究では、「日本再興戦略」等で示される経済・雇用政策が適切に実施され、「日本再興戦略」で掲げられている経済成長率目標が達成された場合（本研究では、経済再生・労働参加進展シナリオと呼ぶ）、2030年までの労働力需給の将来像がどのように描かれるかをシミュレーションによって示す。「日本再興戦略」では今後成長が見込まれる分野の新規市場規模に関する数値目標が明記されるとともに、今後10年間の平均で実質2%程度の成長を目指すとしている¹。経済再生・労働参加進展シナリオにおける労働力需要側の想定には、これらの情報を反映させる。一方、実質2%程度という成長率を達成するためには、財の需要を喚起するだけでなく、労働市場への参加を促進して財の供給面の制約を緩和する必要がある。そこで、経済・雇用政策を適切に実施し、労働市場への参加が促進されるケースを経済再生・労働参加進展シナリオの労働力供給側で想定する。

このような経済・雇用政策が適切に実施されるシナリオである経済再生・労働参加進展シナリオと比較するために、本研究では次の2つのシナリオを用意している。1つは、必要な経済・雇用政策が実施されず、下振れのリスクが実現することによって、過去10年程度の平均的な成長率よりも低い実質ゼロ成長に近い経済状況を想定し、労働市場への参加が現状（2012年）から進まないシナリオである。本研究では、ゼロ成長・労働参加現状シナリオと呼ぶ。もう1つは、経済再生・労働参加進展シナリオで想定する経済・雇用政策が一部実施され、「日本再興戦略」で掲げられる成長率目標の半分程度である実質1%程度の成長率が実現し、労働市場参加が一定程度進むシナリオである。本研究では、参考・労働参加漸進シナリオと呼ぶ。なお、実質1%程度の成長率とは、過去10年における平均成長率と同程度である。過去10年という時期は、世界金融危機や東日本大震災のような大きなショックは別として、景気が緩やかに回復していた時期である。しかし、同時に賃金の上昇が観察されなかった、実感なき好景気と呼ばれた時期でもある。

以上の3つのシナリオ、

- I) 経済再生・労働参加進展シナリオ
- II) 参考・労働参加漸進シナリオ
- III) ゼロ成長・労働参加現状シナリオ

における労働力需要側での想定をそれぞれ経済再生シナリオ、参考シナリオ、ゼロ成長シナリオと呼ぶこととし、第2節において解説する。また、労働力供給側の労働市場参加に関する想定をそれぞれ労働参加進展ケース、労働参加漸進ケース、労働参加現状ケースと呼ぶこととし、第3節において解説する。

¹ 内閣府「中長期の経済財政に関する試算」（2014年1月20日経済財政諮問会議提出）の経済再生ケースで今後10年間（2013～2022年度）の平均成長率は実質2%程度としていることから、「日本再興戦略」において実質成長率の成果目標が掲げられている期間を2012～2022年と想定している。

第2節 労働力需要ブロック

1. 労働力需要ブロックにおける推計の概要

労働力需要ブロックにおける産業別労働力需要の推計については、次の2つの手順で行っている。

- (1) 「日本再興戦略」及び「社会保障に係る費用の将来推計の改定」(2012年3月)に対応したデータの整備(ステップ1～3)
- (2) 産業連関モデルによる生産額の算出と労働力需要関数による産業別労働力需要の推計(ステップ4)

手順の概略については、以下の通りである。

ステップ1(マクロ経済成長の想定)

ステップ1-1(マクロ経済成長率及び物価変化率の想定)

内閣府「中長期の経済財政に関する試算」(2014年1月20日経済財政諮問会議提出)の経済再生及び参考シナリオにおける経済成長率、国内企業物価変化率及び消費者物価変化率の試算値(2012～2015年及び2015～2023年の年平均値)を使用し、以下の3つのシナリオを設定。

- (a) 経済再生シナリオ：実質経済成長が年率約2%（「日本再興戦略」を踏まえた高成長シナリオ）

※「日本再興戦略」では今後10年間の平均で、実質2%程度の成長を目標としている。

- (b) 参考シナリオ：実質経済成長が年率約1%（経済再生シナリオの半分程度の成長率を想定）

- (c) ゼロ成長シナリオ：復興需要を見込んで2015年までは参考シナリオと同じ想定だが、2016年以降、経済成長率、物価変化率がゼロ

ステップ1-2(マクロ経済成長の項目別最終需要構成の想定)

社団法人日本経済研究センター(2013年3月)「第39回中期経済予測」推計値(2008～2025年)の平均変化率を使用して2007年の内閣府「SNA産業連関表」を実質化した値を延長し、実質GDP(支出側)の項目別最終需要構成比とする。

ステップ2(産業別構成の想定)

ステップ2-1(財・サービス最終需要構成の想定)

項目別の財・サービス最終需要構成比は、ステップ1-2と同様、日本経済研究センター「第39回中期経済予測」推計値の平均変化率を使用して2007年の内閣府「SNA

産業連関表」を実質化した値（推計モデル用 19 部門に集計）を延長して得る。

ステップ 2-2 (投入係数の想定)

投入係数は、2007 年の内閣府「SNA 産業連関表」を実質化した値（推計モデル用 19 部門に集計）で将来も一定と想定する。

ステップ 2-3 (輸入係数の修正)

輸入係数は、2007 年の内閣府「SNA 産業連関表」を実質化した値（推計モデル用 19 部門に集計）をベースとして、ステップ 1-2 で決定される輸入総額と整合的になるように調整する。

ステップ 2-4 (産業別生産額デフレータの想定)

SNA 産業連関表を使用して産業別生産額デフレータを推計モデル用 19 部門に集計し、2030 年まで 2000~2007 年のトレンド(トレンドが一定範囲に収まるように調整する)に基づく延長を行って算定する。

ステップ 3 (「日本再興戦略」及び「社会保障に係る費用の将来推計の改定」による産業別追加需要の取込み)

ステップ 1-1 の実質 GDP(支出側)より追加需要分計を差し引いたものをステップ 1-2 における実質 GDP(支出側)の項目別最終需要構成比で分割し、ステップ 2-1 より産業別最終需要とする。そのうえで、「日本再興戦略」における戦略市場創造プランのテーマ 1~4 の追加需要、及び「社会保障に係る費用の将来推計の改定」における医療・介護費用増分を加算した最終需要とする。ステップ 1 における 3 つのシナリオ別の加算方法、及び取込んだ成果目標は、以下の通りである。以下では訪日外国人旅行者数を除いて 2020 年時点の成果目標を掲載しているが、「日本再興戦略」ではこれらの産業を含むより大きなテーマ別に 2030 年の市場規模が示されているため、それらを参考に後述する方法で 2030 年時点の産業別成果目標値を得て、加算している。

<加算方法>

- (a) 経済再生シナリオでは、2030 年まで加算を行う。
- (b) 参考シナリオでは、医療・介護費用を除く加算額を経済再生シナリオの半分とし、2030 年まで加算を行う。医療・介護費用は、経済再生シナリオと同額を 2030 年まで加算する。
- (c) ゼロ成長シナリオでは、医療・介護費用のみ 2030 年まで加算を行う。

<推計に取込んだ成果目標及び医療・介護費用²>

- ① 健康増進・予防、生活支援関連産業の需要額（2020年）が10兆円（2011年比6兆円増）。
- ② 医薬品、医療機器、再生医療の医療関連産業の需要額（2020年）が16兆円（2011年比4兆円増）。
- ③ 日本企業が獲得する内外のエネルギー関連市場規模（2020年）が26兆円（2012年比18兆円増）。うち国内は10兆円（2012年比6兆円増）、海外は16兆円（2012年比12兆円増）。2030年に国内市場規模が11兆円（2012年比7兆円増）。
- ④ インフラシステムの海外受注額（2020年）が19.5兆円（2010年比13.6兆円増）。うち、医療分野の受注額は1.5兆円（2010年比1兆円増）。国内市場規模は、2020年に16兆円（2010年比14兆円増）、2030年に33兆円（2010年比31兆円増）。
- ⑤ 6次産業の需要額（2020年）が10兆円（2010年比9兆円増）。2015年に3兆円（2010年比2兆円増）。
- ⑥ 農業・食料品製造業の輸出額（2020年）が合計1兆円に増加。
- ⑦ 訪日外国人旅行者が2013年に1000万人、2030年に3000万人以上に増加。
- ⑧ 医療・介護費用の家計と政府負担分合計が2015年改革後57.1兆円、2020年に改革後69.9兆円、2025年に改革後83.1兆円³。

※1 2030年における成果目標は必ずしも詳細な分野別に示されていないため、後述するように算定しているものもある。

※2 2020年の海外のインフラシステム受注額は、目標値30兆円からエネルギー・医療を除いた値。

ステップ4（産業別労働力需要の推計）

ステップ2及びステップ3の最終需要、投入係数、輸入係数及び生産額デフレータを用いて産業別名目生産額を算出し、コブ=ダグラス型関数による労働力需要を推計する。（ステップ1の3つのシナリオに対して、それぞれ推計を行う。）

2. 産業関連表データの整備

(1) 時系列産業関連表の整備

推計に使用した産業関連表は、内閣府経済社会総合研究所が公表している「SNA産業関連表」（2000年基準、1996～2005年名目表及び実質表、2006～2007年名目

² 「日本再興戦略」において具体的な成果目標が掲げられているが、本研究では取り上げられていない分野があることには注意が必要である。たとえば、クールジャパンの推進により2018年までに放送コンテンツ関連海外売上高を現在（63億円）の3倍に増加させる等である。これらは、政策実施による追加需要分を推計することが困難であったため、本研究では明示的に扱っていない。

³ 医療・介護費用は、社会保障に係る費用の将来推計値に自己負担分を加えた値。

表4)を2012年推計(資料シリーズ No.110)において加工したものである。本研究の推計モデル用19部門分類と「SNA 産業連関表」87部門分類との対応表は表3-2-1の通りである。

内閣府経済社会総合研究所は2005年基準の「SNA 産業連関表」(2001～2011年名目表)も公表しているが、2000年基準の表と2005年基準の表を無理に接続させることは避け、本研究では2012年推計のデータを使用する。したがって、時系列産業連関表の更新は今後の課題である。

表3-2-1 推計モデル用19部門分類とSNA 産業連関表87部門分類の対応

労働力需給推計用19産業部門分類	SNA産業連関表87部門分類	労働力需給推計用19産業部門分類	SNA産業連関表87部門分類	
1 農林水産業	01 米	6 輸送用機械器具製造業	42 自動車	
	02 その他の耕種農業		43 船舶	
	03 畜産		44 その他の輸送用機械	
	05 農業サービス	8 電気ガス水道熱供給業	49 電気	
	06 林業		50 ガス・熱供給	
	07 漁業・水産養殖業		51 上水道	
			52 工業用水道	
2 鉱業・建設業	08 石炭鉱業	11 卸売・小売業	54 卸売	
	09 金属鉱業		55 小売	
	10 原油・天然ガス	12 金融保険・不動産業	56 金融	
	11 採石・砂利		57 保険	
	12 その他の鉱業		58 不動産仲介業	
	47 建築		59 住宅賃貸業	
	48 土木		60 不動産賃貸業	
				61 鉄道
3 食料品・飲料・たばこ	13 畜産食料品	10 運輸業	62 道路輸送	
	14 水産食料品		63 水運	
	15 精穀・製粉		64 航空輸送	
	16 その他の食料品		65 その他の運輸	
	17 飲料		66 電信・電話	
	18 たばこ		67 郵便	
				68 教育
7 その他の製造業	19 紡績	9 情報通信業	84 政府・教育	
	20 織物・その他の繊維製品	15 教育・学習支援	86 非営利・教育	
	21 身回品		14 医療・福祉	70 医療・保健衛生
	22 製材・木製品			71 介護
	23 家具	17 その他の事業サービス	75 他の事業所サービス	
	24 パルプ・紙・紙加工品		13 飲食店・宿泊業	78 飲食店
	25 出版・印刷	16 生活関連サービス	79 旅館	
	26 皮革・毛皮製品		18 その他のサービス	80 洗濯・理容・浴場
	27 ゴム製品	81 他の個人サービス		
	28 基礎化学製品	04 獣医		
	29 化学繊維	53 廃棄物処理		
	30 その他の化学製品	69 研究		
	31 石油製品	72 その他の公共サービス		
	32 石炭製品	73 広告		
	33 窯業・土石	74 業務用物品賃貸業		
	34 製鉄	76 娯楽		
	35 その他の鉄鋼	77 放送		
	36 非鉄金属	82 自動車・機械修理		
	37 金属製品	19 公務・複合サービス・分類不能の産業	83 分類不明	
	46 その他の製造品		85 政府・その他	
			87 非営利・その他	
4 一般機械器具・精密機械器具製造業	38 一般機械			
	45 精密機械			
5 電気機械器具等製造業	39 産業用電気機械			
	40 民生用電子・電気機械			
	41 その他の電気機械			

注) 情報通信業については、第2節3.(2)も参照のこと。労働政策研究・研修機構(2012)「労働力需給の推計—労働力需給モデル(2012年版)による政策シミュレーション—」JILPT資料シリーズ No.110より転載。

(2) 産業連関表の想定シナリオ

産業連関表の将来推計にあたっては、以下に想定したマクロの支出項目別最終需要、

⁴ 使用しているのは2007年までのデータであるが、名目表は2009年まで公表されている。公表されている実質表は固定基準年方式の2000年価格表示であるが、本研究では2005年価格に変換している。

及び支出項目別最終需要の財・サービス構成比を「SNA 産業連関表」の最終需要として与え、別に想定した投入係数及び輸入係数のもとで設定シナリオごとに産業別生産額(産出額)を求めている⁵。推計期間は、2007年実績値を足元として2030年までである。

ア マクロ経済成長率、物価変化率及びGDP(支出側)の構成設定

マクロ経済成長率及び物価変化率は、内閣府「中長期の経済財政に関する試算」(2014年1月20日経済財政諮問会議提出)の経済再生及び参考シナリオにおける実質経済成長率、国内企業物価変化率及び消費者物価変化率の試算値(2012～2015年及び2015～2023年の2期間に分け、それぞれの期間について年平均値を適用)を使用し、表3-2-2のようにシナリオ別に想定している^{6,7}。

内閣府の試算は、経済再生及び参考シナリオいずれも2023年度までが試算対象期間であるため、2024年以降については、本研究の想定である。2024～2030年のマクロ経済成長率については、内閣府試算に基づく2012～2023年の人口1人当たり経済成長率(年平均)が2024～2030年も維持されると想定し、人口の減少分だけ2012～2023年のマクロ経済成長率(年平均)よりも低下すると見込んでいる。2024～2030年の物価変化率については、内閣府試算に基づく2012～2023年の年平均変化率のまま2024～2030年も推移すると想定している。

なお、ゼロ成長シナリオは本研究独自の想定であり、復興需要を見込んで2015年までは参考シナリオと同じマクロ経済成長率及び物価変化率の想定であるが、2016年以降、マクロ経済成長率及び物価変化率がゼロになるとしている。

⁵ 本研究における産業連関表の将来推計では、労働需要側の内閣府「中長期の経済財政に関する試算」(2014年1月20日経済財政諮問会議提出)、及び日本経済研究センター「第39回中期経済予測」を踏まえているが、これらはいずれも2020年に開催される東京オリンピックを考慮したものではない。したがって、本研究では、東京オリンピックを考慮していない。

⁶ 実質経済成長率は、連鎖方式ベースである。

⁷ 内閣府の試算は年度ベースであるが、本研究では年度を暦年と置き換えて使用している。また、内閣府の試算におけるt年度の成長率を、本研究ではt-1年からt年の成長率として想定している。したがって、内閣府の試算における2013～2023年度の平均成長率は、本研究では2012～2023年の年平均成長率と想定している。

表 3-2-2 マクロ経済成長率及び物価変化率の想定

実質経済成長率(%、年平均)

	実績	内閣府試算対象期間			JILPT想定	2012-20	2020-30	2012-30
	2005-12	2012-15	2015-23	2012-23	2023-30			
経済再生シナリオ	0.3	1.9	2.2	2.1	1.8	2.1	1.9	2.0
参考シナリオ		1.6	1.2	1.3	1.1	1.4	1.1	1.2
ゼロ成長シナリオ			0.0	0.4	0.0	0.6	0.0	0.3

総人口1人当たり実質経済成長率(%、年平均)

	実績	内閣府試算対象期間			JILPT想定	2012-20	2020-30	2012-30
	2005-12	2012-15	2015-23	2012-23	2023-30			
経済再生シナリオ	0.3	2.1	2.6	2.5	2.5	2.4	2.6	2.5
参考シナリオ		1.9	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7
ゼロ成長シナリオ			0.5	0.7	0.7	0.9	0.6	0.8

消費者物価指数変化率(%、年平均)

	実績	内閣府試算対象期間			JILPT想定	2012-20	2020-30	2012-30
	2005-12	2012-15	2015-23	2012-23	2023-30			
経済再生シナリオ	-0.1	2.2	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1
参考シナリオ		1.9	1.3	1.5	1.5	1.5	1.4	1.5
ゼロ成長シナリオ			0.0	0.4	0.0	0.7	0.0	0.3

国内企業物価変化率(%、年平均)

	実績	内閣府試算対象期間			JILPT想定	2012-20	2020-30	2012-30	
	2005-12	2012-15	2015-23	2012-23	2023-30				
経済再生シナリオ	0.4	2.6	1.2	1.6	1.6	1.7	1.5	1.6	
参考シナリオ		2.4	0.5	1.0	1.0	1.0	1.2	0.9	1.0
ゼロ成長シナリオ			0.0	0.6	0.0	0.9	0.0	0.4	

注) 実績値及び内閣府試算(経済再生・参考シナリオ)は、内閣府「中長期の経済財政に関する試算」(2014年1月20日経済財政諮問会議提出)、総務省「人口推計」、及び国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(2012年1月出生・死亡中位推計)」より算出。2024年以降は、2012～2023年における総人口1人当たり実質経済成長率、消費者物価指数変化率及び国内企業物価変化率の年平均値でそれぞれ推移すると想定。ゼロ成長シナリオは、本研究における想定値。

内閣府の試算ではマクロ経済成長率の試算結果は示されているものの、その支出項目別の最終需要構成は公表されていない。そのため、GDP(支出側)の支出項目別最終需要構成については、日本経済研究センター(2013年3月)「第39回中期経済予測」における2005～2020年、及び2020～2025年の推計値の年平均変化率を使用し、2007年の「SNA産業連関表」を実質化した値を延長している。

本研究では、シナリオ別に想定された実質GDPを日本経済研究センター「中期経済予測」から算定されたGDP(支出側)の最終需要構成によって分割し、後述する支出項目別財・サービス別最終需要構成でさらに財・サービス別に分割した最終需要を用意する。この最終需要に対し、後述するような方法で成長分野別追加需要の加算を行うことで、「日本再興戦略」の成果目標に対応した最終需要を作成している。

イ 支出項目別財・サービス最終需要構成の推計

将来の支出項目別財・サービス最終需要構成については、GDP(支出側)の支出項目別最終需要構成と同様、日本経済研究センター「第39回中期経済予測」における2025年までの推計値の平均変化率を使用し、2007年の「SNA 産業連関表」を実質化した値を延長して得ている。

ウ 投入係数の想定

将来の産業・技術構成(投入係数)は、2007年の「SNA 産業連関表」を実質化した値で一定と想定している。したがって、将来においても、2007年の産業・技術構成を想定することになる。

エ 「日本再興戦略」の成長分野における追加需要への対応

「日本再興戦略」の本文では、「第Ⅰ．総論 5.「成長への道筋」に沿った主要施策例」において、主要施策ごとに成果目標が示されている。本研究では、将来の産業別市場規模に関連する成果目標として、「(1)民間の力を最大限引き出す」のうち「④健康長寿産業を創り、育てる」「⑤農林水産業を成長産業にする」「⑥エネルギー産業を育て世界市場を獲得する」、(3)新たなフロンティアを作り出すのうち「③成果が見込まれる世界のインフラ市場を官民一体で獲得する」「④クールジャパンの推進及び訪日外国人旅行者や対内直接投資の受け入れ拡大により、徹底したグローバル化を進める」に含まれる数値を利用する⁸。

(ア) 戦略市場創造プラン～テーマ1：国民の「健康寿命の延伸」

「日本再興戦略」の目標である2020年における健康増進・予防、生活支援関連産業の市場規模は、10兆円である⁹。同市場は現状¹⁰で4兆円であることから、新規市場規模を6兆円と想定する。また、2020年における医薬品、医療機器、再生医療の医療関連産業の市場規模は、16兆円である。同市場は現状¹¹で12兆円であることから、新規市場規模を4兆円と想定する。

前者の健康増進等は、経済産業省『産業構造ビジョン 2010』の医療・介護・健康・子育てサービスに対応するものと考え、産業別の加算額の算定を行っている

⁸ 「(1)民間の力を最大限引き出す」のうち「⑦民間の資金、知恵を活用して社会資本を整備・運営・更新する(PPP/PFI)」において、現状4.1兆円のPPP/PFIの事業規模を今後10年で12兆円にするという成果目標があるが、本研究ではこれをインフラ投資市場活性化等、他の分野の成果目標を達成する手段と捉え、最終需要には直接加算していない。

⁹ 以下、「日本再興戦略」に記載される市場規模は、すべて名目値である。

¹⁰ 本研究では、現状を2011年と想定している。

¹¹ 本研究では、現状を2011年と想定している。

る¹²。2011年の加算額をゼロとし、2020年までの中間年の加算額は直線で補間する。後者の医薬品等は、『産業構造ビジョン2010』の先端分野に対応するものと考え、産業別の加算額の算定を行っている。健康増進等と同様、2011年の加算額をゼロとし、2020年までの中間年の加算額は直線で補間推計を行っている。いずれの市場についても、2020年以降の規模は、2020年までのトレンドを参考に延長し、両市場規模を合計したものが2030年で成果目標とされる37兆円（新規市場規模としては21兆円）になるように調整している。

(イ) 戦略市場創造プラン～テーマ2：クリーン・経済的なエネルギー需給の実現
「日本再興戦略」の目標である2020年において日本企業が獲得する内外のエネルギー関連市場規模は、約26兆円（うち国内10兆円、海外16兆円）である。同市場は現状¹³で8兆円（うち国内4兆円、海外4兆円）であることから、新規市場規模を18兆円（うち国内6兆円、海外12兆円）と想定する。

環境省『地球温暖化対策に係る中長期ロードマップ検討会』の第5回全体検討会(2010年3月26日)において参考資料として公表されている投資額及び輸出額の産業連関表部門分類別の構成比を流用し、「日本再興戦略」における内外の新規市場規模をそれぞれ推計モデルの19部門分類に分割する。2012年の加算額をゼロとし、2020年までの中間年の加算分は直線補間で算定する（表3-2-3、表3-2-4）。

表3-2-3 エネルギー関連市場における追加投資需要（単位：億円）

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
1 農林水産業									
2 鉱業・建設業	0	601	1201	1802	2402	3003	3603	4204	4804
3 食料品・飲料・たばこ									
4 一般機械器具・精密機械器具製造業	0	198	397	595	794	992	1190	1389	1587
5 電気機械器具等製造業	0	1386	2772	4158	5544	6930	8316	9702	11087
6 輸送用機械器具製造業	0	1400	2800	4200	5600	6999	8399	9799	11199
7 その他の製造業	0	867	1733	2600	3466	4333	5199	6066	6933
8 電気ガス水道熱供給業									
9 情報通信業	0	41	81	122	163	203	244	284	325
10 運輸業	0	122	244	366	489	611	733	855	977
11 卸売・小売業	0	2850	5700	8549	11399	14249	17099	19948	22798
12 金融保険・不動産業									
13 飲食店・宿泊業									
14 医療・福祉									
15 教育・学習支援									
16 生活関連サービス									
17 その他の事業サービス									
18 その他のサービス	0	36	72	108	144	181	217	253	289
19 公務・複合サービス・分類不能の産業									
合計	0	7500	15000	22500	30000	37500	45000	52500	60000

注) 環境省『地球温暖化対策に係る中長期ロードマップ検討会』第5回全体検討会(2010年3月26日)参考資料より算定。

¹² 「日本再興戦略」は『産業構造ビジョン2010』を踏まえたものではないが、『産業構造ビジョン2010』では「日本再興戦略」と同様の成長分野が検討されており、「日本再興戦略」の分野別新規市場規模を労働力需給モデルの産業別に分割する参考情報として活用している。

¹³ 本研究では、現状を2012年と想定している。

表 3-2-4 エネルギー関連市場における追加輸出需要（単位：億円）

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
1 農林水産業									
2 鉱業・建設業									
3 食料品・飲料・たばこ									
4 一般機械器具・精密機械器具製造業									
5 電気機械器具等製造業	0	6171	12343	18514	24685	30856	37028	43199	49370
6 輸送用機械器具製造業	0	6689	13379	20068	26758	33447	40137	46826	53516
7 その他の製造業									
8 電気ガス水道熱供給業									
9 情報通信業									
10 運輸業	0	191	381	572	762	953	1144	1334	1525
11 卸売・小売業	0	1949	3897	5846	7795	9743	11692	13641	15589
12 金融保険・不動産業									
13 飲食店・宿泊業									
14 医療・福祉									
15 教育・学習支援									
16 生活関連サービス									
17 その他の事業サービス									
18 その他のサービス									
19 公務・複合サービス・分類不能の産業									
合計	0	15000	30000	45000	60000	75000	90000	105000	120000

注) 環境省『地球温暖化対策に係る中長期ロードマップ検討会』第 5 回全体検討会(2010 年 3 月 26 日)参考資料より算定。

「日本再興戦略」の本文における「第Ⅱ.3つのアクションプラン 二. 戦略市場創造プラン」では、成果目標ではないが、内外のエネルギー関連市場規模の将来推計値が掲載されている。それによれば、2020 年における国内市場規模は 10 兆円であり、海外市場規模は 108 兆円である。また、2030 年では、国内 11 兆円、海外 160 兆円となっている。2020 年の国内市場規模が成果目標の国内市場規模と等しいことから、2030 年においても国内市場 11 兆円は日本企業が獲得すると想定する。一方、2030 年の海外市場については、2020 年の成果目標における日本企業の獲得割合が 2030 年においても維持されると想定し、日本企業が獲得する海外市場規模を 24 兆円とする。したがって、2030 年の新規市場規模は 27 兆円(うち国内 7 兆円、海外 20 兆円)となり、2020 年以降の加算分は直線補間で算定する。

(ウ) 戦略市場創造プラン～テーマ 3：安全・便利で経済的な次世代インフラの構築

「日本再興戦略」の目標である 2020 年におけるインフラシステムの受注額は、30 兆円である。この成果目標は、経協インフラ戦略会議で決定された「インフラシステム輸出戦略」(2013 年 5 月 17 日)における日本企業の海外受注額推計値と一致している。「インフラシステム輸出戦略」によれば、受注額の内訳は、エネルギーが約 9 兆円、交通が約 7 兆円、情報通信が約 6 兆円、基盤整備が約 2 兆円、生活環境が約 1 兆円、新分野が約 5 兆円となっている。このうちエネルギーは、(イ)のテーマ 2 における海外市場と重複すると考えられるため、30 兆円から除く。また、新分野に含まれる医療についても、2020 年に 1.5 兆円という成果目標が別掲され

ていることから、除くこととする。結果として、2030年におけるインフラシステムの受注額は、19.5兆円となる。同受注額は現状¹⁴で10.2兆円であるが、ここからエネルギー及び医療を除くと5.9兆円になるため、新規受注額は13.6兆円である。インフラシステムの受注は、経済産業省『産業構造ビジョン2010』のインフラ関連／インフラ輸出分野に対応するものと考え、産業別の加算額に分割する。2010年の加算額をゼロとし、2020年までの中間年の加算額は直線で補間して算定する。

2020年において日本が獲得する海外の医療技術・サービスの市場規模目標は、前述したように1.5兆円であり、現状¹⁵で0.5兆円であることから、新たに獲得する市場規模を1兆円と想定する。医療技術・サービスは、経済産業省『産業構造ビジョン2010』の先端分野に対応するものと考え、産業別の加算額に分割する。2010年の加算額をゼロとし、2020年までの中間年の加算額は直線で補間して算定する。

「日本再興戦略」の本文における「第Ⅱ.3つのアクションプラン 二. 戦略市場創造プラン」では、次世代インフラの市場規模の将来推計値が掲載されている。それによれば、2020年における国内市場規模は16兆円であり、海外市場規模は167兆円である。また、2030年では、国内33兆円、海外374兆円となっている。2030年の海外市場については、2020年の成果目標における日本企業の獲得割合が2030年においても維持されると想定し、日本企業が獲得する海外市場規模を43.7兆円とする。したがって、2030年の新規海外受注額は37.8兆円となり、2020年以降の加算分は直線補間で算定する。

国内市場規模は、現状¹⁶で2兆円であることから、新規市場規模は2020年で14兆円、2030年で31兆円となる。これらも経済産業省『産業構造ビジョン2010』のインフラ関連／インフラ輸出分野に対応するものと考え、産業別の加算額の推計を行っている。2010年の加算額をゼロとし、2020年及び2030年までの中間年の加算額は直線で補間推計を行っている。

(エ) 戦略市場創造プラン～テーマ4：世界を惹きつける地域資源で稼ぐ地域社会の実現

○6次産業

「日本再興戦略」の目標である2020年における6次産業の市場規模は、10兆円である。同市場は現状(2010年)で1兆円であることから、新規市場規模を9兆円と想定する。また、「日本再興戦略」の「戦略市場創造プラン(ロードマップ)」によれ

¹⁴ 本研究では、現状を2010年と想定している。

¹⁵ 本研究では、現状を2010年と想定している。

¹⁶ 本研究では、現状を2010年と想定している。

ば、2015年に3兆円という成果目標が示されているため、同年の新規市場規模を2兆円とする。

農林水産省『6次産業化総合調査』では事業形態別の市場規模が算出されていることから、2011年(第1報)における事業形態別構成比を推計モデル19部門分類に対応づけ、新規市場規模を分割している。2011年の加算額をゼロとし、2015年及び2020年までの中間年の加算額は直線で補間して算定している(表3-2-5)¹⁷。2020年以降の規模は、2015年までの平均成長率で延長して算定する。

表3-2-5 6次産業における追加需要(単位:億円)

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
1 農林水産業	0	2630	5259	7889	10518	18746	26973	35201	43428	51656
2 鉱業・建設業										
3 食料品・飲料・たばこ	0	1783	3565	5348	7130	12707	18284	23862	29439	35016
4 一般機械器具・精密機械器具製造業										
5 電気機械器具等製造業										
6 輸送用機械器具製造業										
7 その他の製造業										
8 電気ガス水道熱供給業										
9 情報通信業										
10 運輸業										
11 卸売・小売業										
12 金融保険・不動産業										
13 飲食店・宿泊業	0	62	125	187	250	445	640	836	1031	1226
14 医療・福祉										
15 教育・学習支援										
16 生活関連サービス										
17 その他の事業サービス										
18 その他のサービス										
19 公務・複合サービス・分類不能の産業										
合計	0	4475	8949	13424	17898	31898	45898	59898	73898	87898

注) 農林水産省(2013)『6次産業化総合調査』より推計。

○農林水産物・食品の輸出

「日本再興戦略」の目標である2020年における農林水産物・食品の輸出額は、1兆円である。したがって、2020年における農林水産物・食品の輸出額が1兆円になるように輸出額を増加させる。中間年については直線補間、2020年以降は直線による補外推計で算定する。

○訪日外国人旅行者

「日本再興戦略」によれば、訪日外国人旅行者を2013年に1000万人、2030年に3000万人以上に増加させることを目標としている。訪日外国人旅行者による旅行需要の現状トレンドからこれらの目標の純増分を追加需要と考える。

現状トレンドによる将来の訪日外国人旅行者数は、日本政府観光局の訪日外客数データの2003～2012年のトレンドに基づいて直線延長推計している。一方、「日本再興戦略」の目標に基づく将来の訪日外国人旅行者数は、2013年に1000万人と

¹⁷ 2011年における6次産業の市場規模が2010年と同様に約1兆円であることから、2011年における加算額をゼロとしている。

し、それ以降 2030 年までの中間年は直線による補間推計を行っている。この 2 つの将来推計値の差を、「日本再興戦略」による訪日外国人旅行者数の純増分と想定している（表 3-2-6）。

表 3-2-6 訪日外客数（単位：万人）

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
実績値	521.2	613.8	672.8	733.4	834.9	835.1	679.0	861.1	621.9	836.8
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
推計	859.1	881.4	903.6	925.9	948.2	970.5	992.7	1015.0	1037.3	1059.6
2030年目標値直線補間(b)	1000.0	1117.6	1235.3	1352.9	1470.6	1588.2	1705.9	1823.5	1941.2	2058.8
値 (a)と(b)の差	140.9	236.3	331.7	427.0	522.4	617.8	713.2	808.5	903.9	999.3
	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030		
推計	1081.8	1104.1	1126.4	1148.7	1170.9	1193.2	1215.5	1237.8		
2030年目標値直線補間(b)	2176.5	2294.1	2411.8	2529.4	2647.1	2764.7	2882.4	3000.0		
値 (a)と(b)の差	1094.6	1190.0	1285.4	1380.8	1476.1	1571.5	1666.9	1762.2		

注) 1. 実績値は、日本政府観光局データ。

2. トレンド延長は、2003～2012年のトレンドから直線延長推計したもの。

3. 2030年目標値直線補間は、2013年を目標の1000万人とし、2030年に3000万人になるように中間年を直線で補間して算定したもの。

「日本再興戦略」による訪日外国人数の純増分に一人当たり旅行額を乗ずれば、訪日外国人による追加的な旅行需要総額が求められる。一人当たり旅行額（12.98万円）は、2012年における観光庁の訪日外客旅行消費額を同年における日本政府観光局の訪日外客数で除して求め、これが一定で推移すると仮定している。さらに、国際観光振興機構(2007)『JNTO 訪日外国人旅行の経済波及効果調査報告書』における訪日外国人による旅行消費の内訳に基づいて、推計モデルの19部門に集計された構成比を算出し、新規旅行需要総額を部門別に分割している（表 3-2-7）。

表 3-2-7 訪日外国人による新規旅行需要（単位：億円）

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	
1 農林水産業	0	0	0	1	1	1	1	1	1	
2 鉱業・建設業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
3 食料品・飲料・たばこ	0	33	56	79	101	124	147	169	192	
4 一般機械器具・精密機械器具製造業	0	37	62	87	112	138	163	188	213	
5 電気機械器具等製造業	0	24	40	56	72	88	104	120	136	
6 輸送用機械器具製造業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
7 その他の製造業	0	151	252	354	456	558	660	762	864	
8 電気ガス水道熱供給業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
9 情報通信業	0	1	2	3	3	4	5	6	6	
10 運輸業	0	572	959	1346	1733	2120	2508	2895	3282	
11 卸売・小売業	0	116	194	273	351	430	508	586	665	
12 金融保険・不動産業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
13 飲食店・宿泊業	0	796	1335	1873	2412	2950	3489	4028	4566	
14 医療・福祉	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
15 教育・学習支援	0	30	51	71	92	112	133	153	174	
16 生活関連サービス	0	65	108	152	196	239	283	327	370	
17 その他の事業サービス	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
18 その他のサービス	0	13	21	30	39	47	56	65	73	
19 公務・複合サービス・分類不能の産業	0	4	7	10	12	15	18	20	23	
合計	0	1842	3088	4335	5582	6828	8075	9321	10568	
	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
1 農林水産業	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3
2 鉱業・建設業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3 食料品・飲料・たばこ	215	237	260	283	305	328	351	373	396	419
4 一般機械器具・精密機械器具製造業	238	263	288	313	339	364	389	414	439	464
5 電気機械器具等製造業	153	169	185	201	217	233	249	265	281	297
6 輸送用機械器具製造業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7 その他の製造業	966	1068	1170	1272	1373	1475	1577	1679	1781	1883
8 電気ガス水道熱供給業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9 情報通信業	7	8	9	9	10	11	12	12	13	14
10 運輸業	3669	4056	4443	4830	5217	5605	5992	6379	6766	7153
11 卸売・小売業	743	822	900	979	1057	1135	1214	1292	1371	1449
12 金融保険・不動産業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13 飲食店・宿泊業	5105	5644	6182	6721	7259	7798	8337	8875	9414	9953
14 医療・福祉	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1
15 教育・学習支援	195	215	236	256	277	297	318	338	359	379
16 生活関連サービス	414	458	502	545	589	633	676	720	764	807
17 その他の事業サービス	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18 その他のサービス	82	91	99	108	117	125	134	143	151	160
19 公務・複合サービス・分類不能の産業	26	29	31	34	37	40	42	45	48	51
合計	11814	13061	14307	15554	16800	18047	19293	20540	21786	23033

注) 日本政府観光局：訪日外客数、観光庁：訪日外客旅行消費額、及び国際観光振興機構（2007）『JNTO 訪日外国人旅行の経済波及効果調査報告書』より推計。

オ「社会保障に係る費用の将来推計の改定」への対応

社会保障・税一体改革の議論において、「社会保障に係る費用の将来推計」が改定され(2012年3月)、新たな前提に基づく社会保障費用が推計されている。改定された将来推計によれば、2012年では49.8兆円であった自己負担額を含む医療及び介護の費用が、2020年には69.9兆円(改革後)、2025年には83.1兆円(改革後)と見込まれている¹⁸。したがって、2012年を基準とすれば、新規市場規模は2020年に20.1兆円、2025年に33.3兆円と算出され、本研究では、改革後の新規市場規模を経済再生及び参考シナリオの追加需要と考える。ただし、ゼロ成長シナリオについては、消費増税後、著しく経済状況が悪化するケースであるため、本研究では、「社

¹⁸ 2012年は予算ベースの値。

会保障に係る費用の将来推計」等を用いて、ゼロ成長シナリオの経済前提の下で医療及び介護の費用を労働政策研究・研修機構において推計して得た値を用いる¹⁹。中間年については、直線補間している。2025年以降は、2020年から2025年までの直線による補外推計を行って算定する。

カ マクロ成長率との整合性

ベースシナリオにエの(ア)～(エ)及びオの追加需要の加算を単純に行うと、経済再生及び参考シナリオにおける実質GDPの成長率は、各シナリオで(2)のアにおいて想定した成長率を上回るため、以下のように調整を行っている。

- ① (2)のアにおいて想定した成長水準で算出した実質GDPからエの(ア)～(エ)及びオの追加需要計を差し引く。
- ② ①を実質GDP(支出側)の支出項目別最終需要構成、及び支出項目別財・サービス最終需要構成によって、支出項目別財・サービス別最終需要に分割する。
- ③ ②にエの(ア)～(エ)及びオの追加需要分を支出項目別財・サービス別最終需要に加える。

(3) 生産額デフレータの将来想定

生産額デフレータは、労働力需要関数によって労働力需要を推計する際に必要となる。本研究では、その将来値に関しては各部門別に、基本的には、「SNA 産業連関表」をベースとした2000～2007年のデータのトレンド延長により算定した2012年推計(資料シリーズ No.110)の結果を用いている。

なお、この方法でも、一部の産業では過大または過小推計となる危険性があるため、次のような個別対応を行っている。

- ① 電気機械器具製造業、電気ガス水道熱供給業、情報通信業及びその他のサービス業に関しては直線トレンド推計では過小値となると判断され、デフレータの逆数変換のトレンド延長の結果を再度逆数で戻すという方法で将来値を設定している。この逆数のトレンド延長の期間は、情報通信業は2002～2007年のトレンド延長、電気機械器具製造業、電気ガス水道熱供給業、その他のサービス業は1996～2007年のトレンド延長としている。
- ② その他製造業については、2003～2007年の急激な上昇により、直線トレンド推計では過大推計となると判断される。そこで、1996年と2003年のデータを用い

¹⁹ ゼロ成長シナリオにおける追加需要の推計額は、2012年を基準とすれば、2020年に16.9兆円、2025年に25.9兆円となる。

て、その増分を1年あたり増分として2007年から定差で計算している。

本節2.(2)のアにおいて、内閣府の試算に基づき、マクロ経済成長率及び物価変化率の将来値を想定しているが、内閣府は生産額デフレータの試算を行っていない。そこで、内閣府が試算を行っている国内企業物価変化率をマクロの生産額デフレータ変化率として使用する。しかし、本節2.(2)で整備されたデータから推計される実質生産額とこの生産額デフレータをそのまま用いてマクロの生産額デフレータを求めると、その変化率は本節2.(2)のアで想定したものと一致しない。それゆえ、すべての部門の生産額デフレータに同じ定数を乗じて、マクロの生産額デフレータ変化率が本節2.(2)のアで想定したものになるように調整を行っている。

(4) 賃金及び労働時間の将来想定

労働力需要関数による労働力需要の推計においては、時間当たり賃金及び労働時間の将来推計値も必要となる。産業別賃金の将来値については、各産業とも労働力需給調整ブロックで決定される賃金上昇率（一般労働者（産業計）のきまって支給する現金給与（月間）を労働時間（月間）で除して求めた時間当たり賃金の変化率から賃金上昇率関数を推定）を前期の時間当たり賃金に乗じて求める。労働時間の詳細については、労働力供給ブロックの節（第3節3.(1)、(10)）で述べるが、各産業ともフルタイム労働者と短時間労働者の加重平均値（産業計）を使用し、将来の労働市場参加の度合いに応じたケース別に労働時間を想定している。なお、労働参加進展ケースにおける労働時間の将来値には、短時間雇用者比率が高まる他、労働政策審議会の分科会及び部会で審議された政策目標に基づき、年次有給休暇取得率の向上、及び長時間労働の抑制による短縮分を考慮している。

3. 労働力需要関数の推定

(1) 労働力需要関数の関数形

労働力需要は、生産額ベースの産業別労働力需要関数によって推計している。労働力需要関数は、被説明変数である就業者数と説明変数である生産額、生産額デフレータ、賃金水準、労働時間との関係をコブ＝ダグラス型生産関数を前提とする誤差修正モデルで捉えたものである

コブ＝ダグラス型生産関数（ $X = A(LH)^\alpha K^\beta$ ）を想定すると、限界生産力命題から次式が導かれる。

$$L = \alpha \frac{pX}{wH}$$

ただし、 X ：実質生産額、 A ：定数項、 L ：就業者数、 H ：総実労働時間、 α ：生産関数における労働投入パラメータ、 K ：資本投入、 β ：生産関数における資本投入パラメータ、 p ：生産額デフレーター、及び w ：時間当たり賃金。

$Z = \frac{pX}{wH}$ とおくと、上式の両辺の対数をとった長期均衡式は次のように表わされる。

$$\ln L(t) = \ln \alpha + \ln Z(t)$$

これに対する誤差修正モデルは、以下の通りであるが(Δ は差分演算子、 ε は攪乱項)^{20,21}、

$$\Delta \ln L(t) = \text{const.} + a\Delta \ln Z(t) + c\{\ln L(t-1) - \ln \alpha - \ln Z(t-1)\} + \varepsilon(t)$$

本研究では、さらに一般化させた以下の式のような形で係数の推定を行っている。

$$\Delta \ln L(t) = \text{const.} + a\Delta \ln Z(t) + c\{\ln L(t-1) - \ln \alpha - b'\ln Z(t-1)\} + \varepsilon(t)$$

$\ln \alpha$ は定数項に含まれるので整理すると、以下のような推定式となる。

$$\Delta \ln L(t) = \text{const.} + a\Delta \ln Z(t) + b\ln Z(t-1) + c\ln L(t-1) + \varepsilon(t)$$

(2) 情報通信業の労働力需要の計算について

本研究で就業者数や賃金に使用している「労働力調査」及び「賃金構造基本統計調査」の分類は、第12回改定日本標準産業分類に基づいている。労働力需要を推計する19の産業も、第12回改定日本標準産業分類に基づく産業である。一方、産業別生産額に使用している「SNA 産業連関表(2000年基準)」の産業分類は第10回改定分類に準拠している。そこで、本研究ではそれを可能な限り第12回改定分類に組み替えている。表3-2-1の通りである。ただし、情報通信業については対応づけが困難であり、その労働力需要の推計は、以下のように行っている。

第12回改定分類の情報通信業は情報サービス業を含むが、この情報サービス業は、第10回改定分類では他の事業サービス業に含まれており、第11回改定の際に情報通信業に移動したものである。そのため情報サービス業は、「SNA 産業連関表(2000

²⁰ 誤差修正モデルとは、被説明変数と説明変数とに安定的な関係(長期均衡)があるときに、その調整過程を前期までの均衡からの乖離分(誤差)で説明するモデルである。

²¹ 差分演算子 Δ は変数の階差をとったものであり、たとえば $\Delta \ln L(t) = \ln L(t) - \ln L(t-1)$ となる。

年基準)」では他の事業所サービスに含まれるが、「SNA 産業連関表(2000年基準)」では他の事業所サービスはそれ以上の細分がない。

情報サービス業の就業者数は、情報通信業及び他の事業サービス業全体のいずれと比較しても無視できないほど多いため、産業分類概念の違いが推計結果に与える影響は大きいと考えられる²²。

ア 労働者数、労働時間、賃金の第10回改定分類ベースへの組み替え

「労働力調査」の実績データにおいて、情報通信業に含まれる情報サービス業の就業者数を他の事業サービス業の就業者数に付け替える。「賃金構造基本統計調査」の実績データにおいても、労働者数による加重平均によって、労働時間及び時間当たり名目賃金を第10回改定分類ベースに対応させる。

イ 第10回改定分類ベースでの労働力需要の推計

アの就業者数のもとで、第10回改定分類ベースの情報通信業及び他の事業サービス業の労働力需要関数を推定し、2030年までの労働力需要を推計する。

ウ 労働力需要の第12回改定分類ベースへの組み替え

2000～2008年「労働力調査」における情報サービス業の就業者数が、他の事業サービス業+情報サービス業に占める割合の平均値(27.4%)を、イの他の事業サービス業の労働力需要に乗じて、情報サービス業の労働力需要とする。その労働力需要を他の事業サービス業の労働力需要から差し引き、情報通信業の労働力需要に加える。

(3) 労働力需要関数の推定結果

第2節2.(1)で述べたように2005年基準のデータを含む時系列産業連関表の整備が困難であったため、本研究では、(1)の関数形と(2)の修正を行ったデータを用いて労働力需要関数の推定を行った2012年推計(資料シリーズNo.110)の結果(表3-2-8)を用いている。推定期間は産業によって異なるが、1990～2007年の実績データを使用している²³。

²² 情報通信関係の不整合部分のうち、他の事業所サービス及び出版・印刷における映像・音声・文字情報制作業の分割、郵便業における複合サービスへの分割等の概念調整は行っていない。

²³ ただし、推定期間のうち前後のトレンドから判断して外れ値にあたる年次については、年次ダミー変数を入れてその影響を排除している。各関数に用いられた年次ダミー変数の年次については、以下の通りである。食料品・飲料・たばこが2000、2004年、一般・精密機械器具が2002、2004年、輸送用機械器具が1997、1998、1999、2004年、その他の製造業が2000、2001年、電気・ガス・水道・熱供給が1993、1994、1995、1999、2005、2006年、情報通信業が1995、1998、2002年、運輸業が1994、2000年、卸売・小売業が2001、2002、2006年、金融保険・不動産業が2003、2004年、医療・福祉が1997、1998、2001年、その他のサービスが1998、1999、2000年、公務・複合サービス・分類不能の産業が2001、2003、

労働力需給モデルでは 19 部門の産業を表章しており、基本的には産業別に労働力需要関数を推定しているが、符号条件を満たさない等の理由により、飲食店・宿泊業、教育・学習支援、生活関連サービス及びその他の事業サービスは、第 3 次産業計で推定したパラメータを使用している²⁴。なお、労働力需給モデルと「労働力調査」との産業分類の対応は表 3-2-9 の通りである。労働力需給モデルでは、労働者派遣業の派遣労働者は、派遣元の産業である「その他の事業サービス」に分類されており、他の産業には派遣労働者は含まれていない。なお、「労働力調査」においては、2012 年まで労働者派遣事業所の派遣労働者は、派遣先の産業ではなく、派遣元の産業に分類されていたが、2013 年からは派遣先の産業に分類されるようになっている。パラメータを推定する際に用いたデータは、以下の通りである。

- ①就業者数 : 総務省「労働力調査」を労働力需給モデルの表章産業分類に組み替えたもの(2002 年以前の産業分類組み替えには「国勢調査」を使用)。
- ②実質生産額 : 内閣府「SNA 産業連関表」(2012 年推計において加工したもの)
- ③生産額デフレーター : 内閣府「SNA 産業連関表」(2012 年推計において加工したもの)
- ④総実労働時間 : 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」における「所定内実労働時間数+超過実労働時間数」(一般労働者)
- ⑤時間当たり賃金 : 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」における「きまって支給する現金給与額/総実労働時間」(一般労働者)

なお、総実労働時間及び時間当たり賃金の数値は、「賃金構造基本統計調査」の企業規模 10 人以上で民営の値である。「賃金構造基本統計調査」からデータを得られない農林水産業については、産業計の数値を使用している。また、公務及び分類不能の産業も同データを得られないため、公務・複合サービス・分類不能の産業については、その他のサービス業の数値を使用している。

推定に当たり、説明変数の外生性が満たされないと判断された場合には、2SLS(二段階最小二乗法)による推定を行っているが、その際には、説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。Test of Weak Instruments(弱操作変数の検定)は操作変数が説明変数と統計的に相関するか、Test of Overidentification(過剰識別検定)は操作変数が誤差項と相関するか、Test of Exogeneity(外生性の検定)は

2004 年、及びサービス業が 2000、2002、2004 年である。

²⁴ 第 3 次産業計とは、電気・ガス・水道・熱供給、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融保険・不動産業、飲食店・宿泊業、医療・福祉、教育・学習支援、生活関連サービス、その他の事業サービス、その他のサービス、及び公務・複合サービス・分類不能の産業の合計である。

説明変数が内生変数であるかをそれぞれ確認する検定である²⁵。弱操作変数の検定で相関あり、過剰識別検定で相関なしと判定された操作変数で外生性の検定を行い、内生変数と判定された場合には 2SLS による推定を行っている。内生変数と判定されなかった場合、及び前者 2 つの判定を満たす適切な操作変数が見つからなかった場合には、OLS（最小二乗法）による推定を行っている。

4. 産業別労働力需要の推計

将来における産業別労働力需要の推計は、次の 2 つのステップで行っている。

- ① 本節 2. (2)の産業連関表データに基づいて、「日本再興戦略」及び「社会保障に係る費用の将来推計の改定」で想定される追加需要を考慮した最終需要を産業連関モデルに与えた場合に誘発される産業別実質生産額を推計する。
- ② 本節 2. (3)～(4)の生産額デフレーター、賃金及び労働時間、並びに①の実質生産額の推計値を本節 3.で推定された労働力需要関数に与えて産業別労働力需要を推計する。なお、推計に当たっては、過去のマンアワーベース労働生産性の動向も考慮している。

²⁵ OLS による推定において、説明変数と誤差項の間に相関があると（説明変数の外生性が満たされないと）、推定量の一致性が満たされずバイアスをもつ。その対処法の 1 つが操作変数法であり、説明変数とは相関があり、誤差項とは相関のない変数（操作変数）を加えて推定を行う。まず、望ましい操作変数が選ばれているかを確認するために、操作変数が説明変数と相関があるか（弱操作変数の検定）、誤差項と相関がないか（過剰識別検定）の検定を行う。いずれの検定もパスした操作変数を用いて説明変数と誤差項に相関がないかの検定（外生性の検定）を行い、相関がある場合には操作変数法による推定を行い、ない場合には OLS による推定を行う。

表 3-2-8 労働力需要関数の推定結果

定数項	dlnZ	lnZ(-1)	lnL(-1)	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
農林水産業	-4.345 (1.105) *** F= 0.161	0.163 (0.151) F= 6.655E+27 ***	0.769 (0.176) *** F= 334.541 ***	no	0.684	2.586	1998-2007 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
鉱業・建設業	-2.361 (0.579) ** F= 0.814	0.283 (0.129) * F= 12.322 **	0.312 (0.073) *** F= 1.113E+26 ***	no	0.676	2.618	1999-2007 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
食料品・飲料・たばこ	-1.026 (2.406) F= 0.329	0.639 (0.181) ** F= 16.511 **	0.428 (0.341) F= 5.035E+26 ***	yes	0.630	2.480	1998-2007 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
一般・精密機械器具	0.706 (0.493) F= 0.706	0.158 (0.068) * F= 1.723	0.210 (0.063) ** F= 2.231E+27 ***	yes	0.828	1.770	1997-2006 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
電気機械器具	2.482 (0.095) F= 0.095	0.388 (0.115) ** F= 2.256	0.333 (0.132) * F= 2.201E+27 ***	no	0.663	3.035	1999-2006 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
輸送用機械器具	3.573 (0.022) F= 0.022	0.438 (0.270) F= 3.166	0.557 (0.095) *** F= 2.064E+27 ***	yes	0.820	1.640	1992-2005 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
その他の製造業	-4.806 (1.105) *** F= 3.293	0.260 (0.108) * F= 0.079	0.269 (0.077) ** F= 1.566	yes	0.681	2.873	1995-2006 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							
電気・ガス・水道・熱供給	1.399 (1.122) F= 1.122	0.858 (0.412) * F= 8.410 ***	1.600 (0.340) *** F= 9.011E+25 ***	yes	0.881	2.381	1990-2007 OLS
Test of Weak Instruments							
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity							

注) 1. 労働政策研究・研修機構 (2012) 「労働力需給の推計—労働力需給モデル (2012年版) による政策シミュレーション」 JILPT 資料シリーズ No.110 より転載。

2. 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

表 3-2-8 労働力需要関数の推定結果 (続)

定数項	dlN-Z	lnZ(-1)	lnL(-1)	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
情報通信業	2.306 (0.533) *** F=	0.478 (0.186) ** F= 3.417	0.040 (0.035) F= 5.702E+27 ***	yes	0.726	1.628	1992-2005 OLS
Test of Weak Instruments			-0.653 (0.145) ***				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	1.365 F= 0.093						
運輸業	-2.725 (4.323) F=	0.744 (0.345) * F= 1.807	0.364 (0.335) F= 9.815E+24 ***	yes	0.669	2.242	1991-2003 OLS
Test of Weak Instruments			-0.261 (0.120) *				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	1.655 F= 0.011						
卸売・小売業	-0.154 (0.378) F=	0.057 (0.058) F= 1.554	0.116 (0.029) *** F= 4.591E+26 ***	yes	0.898	2.070	1995-2007 OLS
Test of Weak Instruments			-0.186 (0.085) *				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	2.529 F= 0.058						
金融保険・不動産業	-13.161 (3.871) ** F=	0.368 (0.170) * F= 1.676	1.238 (0.324) ** F= 9.384E+25 ***	yes	0.824	3.165	1998-2007 OLS
Test of Weak Instruments			-0.437 (0.065) ***				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	0.133 F= 0.072						
医療・福祉	-2.083 (0.464) *** F=	0.182 (0.181) F= 2.383	0.398 (0.084) *** F= 1.746E+27 ***	yes	0.676	1.815	1993-2007 OLS
Test of Weak Instruments			-0.415 (0.089) ***				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	2.091 F= 2.117						
その他のサービス	2.456 (3.364) F=	0.008 (0.355) F= 0.688	0.256 (0.343) F= 1.489E+25 ***	yes	0.666	2.441	1996-2007 OLS
Test of Weak Instruments			-0.903 (0.309) **				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	1.526 F= 0.060						
公務・複合サービス・分類不能の産業	-3.529 (2.265) F=	0.970 (0.255) *** F= 3.944 **	0.456 (0.260) * F= 2.287E+26 ***	yes	0.674	2.015	1990-2007 2SLS
Test of Weak Instruments			-0.346 (0.161) **				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	0.782 F= 5.508 **						
第3次産業計	0.005 (0.287) F=	0.328 (0.064) *** F= 1.409	0.280 (0.129) * F= 8.653E+26 ***	yes	0.779	3.053	1997-2007 OLS
Test of Weak Instruments			-0.480 (0.216) *				
Test of Overidentification							
Test of Exogeneity	2.391 F= 0.009						
Test of Weak Instruments			26.450 **				

注) 1. 労働政策研究・研修機構 (2012) 「労働力需給の推計—労働力需給モデル (2012年版) による政策シミュレーション—」 JILPT 資料シリーズ No.110 より転載。

2. 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

表 3-2-9 労働力需給モデルと「労働力調査」の産業分類の対応

労働力需給モデル産業分類	「労働力調査」産業分類
1 農林水産業	農業, 林業 漁業
2 鉱業・建設業	鉱業, 採石業, 砂利採取業 建設業
3 食料品・飲料・たばこ	食料品製造業 飲料・たばこ・飼料製造業
4 一般機械器具・精密機械器具製造業	はん用機械器具製造業 生産用機械器具製造業 業務用機械器具製造業
5 電気機械器具等製造業	電子部品・デバイス・電子回路製造業 電気機械器具製造業 情報通信機械器具製造業
6 輸送用機械器具製造業	輸送用機械器具製造業
7 その他の製造業	上記以外の製造業
8 電気ガス水道熱供給業	電気・ガス・熱供給・水道業
9 情報通信業	情報通信業 郵便業(信書便事業を含む)
10 運輸業	郵便業(信書便事業を含む)以外の運輸業
11 卸売・小売業	卸売業, 小売業
12 金融保険・不動産業	金融業, 保険業 不動産業
13 飲食店・宿泊業	宿泊業 飲食店
14 医療・福祉	医療, 福祉
15 教育・学習支援	教育, 学習支援業
16 生活関連サービス	洗濯・理容・美容・浴場業 その他の生活関連サービス業
17 その他の事業サービス	職業紹介・労働者派遣業 その他の事業サービス業
18 その他のサービス	物品賃貸業 学術研究, 専門・技術サービス業 娯楽業 職業紹介・労働者派遣業及びその他の事業サービス業以外のサービス業(他に分類されないもの)
19 公務・複合サービス・分類不能の産業	複合サービス事業 公務(他に分類されるものを除く) 分類不能の産業

注) 労働力需要関数の推定に用いた「労働力調査」、「賃金構造基本統計調査」では、派遣労働者は、派遣元の産業（多くは「職業紹介・労働者派遣業」）に分類されており、労働力需給推計においても、派遣労働者は派遣元の産業（「職業紹介・労働者派遣業」は労働力需給モデルの「その他の事業サービス」に対応）の労働力需要に含まれることとなる。なお、「労働力調査」は、2013年から労働者派遣事業所の派遣労働者を派遣先の産業に分類するようになった。

第3節 労働力供給ブロック

1. 労働力供給ブロックにおける推計の概要

労働力供給ブロックにおいては、行動要因・政策要因等の将来値から労働力率関数を通して性・年齢階級別労働力率を推計し、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」（2012年1月出生・死亡中位推計）における人口に乗じて、性・年齢階級別労働力人口を推計している。

2. 労働力率関数の推定

(1) 労働力率関数の変数及び推定に使用したデータ

労働力率関数は、被説明変数である労働力率と説明変数である行動要因・政策要因等との関係を線形モデルで捉えたものである。労働力率関数の変数の概要及び推定に使用したデータは、以下の通りである。なお、性・年齢階級別の説明変数の組み合わせについては、労働力率関数の推定結果（表3-3-1～3-3-3）をご覧ください。2012年推計における説明変数との違いは、男性の20～24歳についてコーホート要因を落としたこと、女性（有配偶）の30～34歳、35～39歳及び40～44歳についてコーホート要因を落としたこと、女性（有配偶）の40～44歳について男性の家事分担比率を追加したこと、女性（無配偶・その他）の20～24歳について世帯主の将来期待賃金比率を追加したこと、並びに女性（無配偶・その他）の35～39歳、40～44歳及び45～49歳について実質賃金を追加したことである。なお、本研究では、男性の15～19歳及び女性（無配偶・その他）の15～19歳の労働力率関数は新たな推定を行わず、2012年推計の推定結果を使用している²⁶。また、男性65～69歳の労働力率関数を新たに推定している。

① 労働力率（労働力人口／人口）

労働力率は性（「男性」、「女性（有配偶）」、「女性（無配偶・その他）」の3区分）・年齢階級別（年齢5歳階級別）に推計する。労働力率関数の推定に当たっては、労働力率の推計値が100%を上回る、あるいは0%を下回ることを避けるため、労働力率をロジット変換している。ロジット変換前の労働力率を R （%）、変換後の労働力率を r とすると、変換の方法は次式の通りである。

$$r = \ln(R/(100 - R))$$

²⁶ 2012年推計における説明変数から変更している理由は、推定されるパラメータが符号条件を満たさない、あるいは有意にパラメータが推定されないからである。同様の理由から、男性の15～19歳及び女性（無配偶・その他）の15～19歳の労働力率関数は2012年推計の推定結果から更新していない。

したがって、労働力率を規定する行動要因・政策要因等を V とすると、推定する労働力率関数の関数形は以下の通りである（ ε は攪乱項）。

$$r(t) = \text{const.} + \sum_{i=1} d_i V_i(t) + \varepsilon(t)$$

なお、男性の70歳以上、女性（有配偶）の60歳以上、女性（無配偶・その他）の55歳以上の各年齢階級については直接推計するのではなく、直近の年齢階級から一定の残存率（コーホート²⁷残存率）で推移するものとして将来推計を行っている²⁸。具体的には、対象となる各年齢階級の労働力率について、5年前の5歳若い年齢階級の労働力率から低下した率（1－残存率）の2012年の実績値、もしくは2008～2012年の実績値の平均値を使って推計している^{29,30}。

また、「女性（有配偶）」の15～19歳については、労働力人口の絶対数が少なく、2012年の労働力率を計算するとゼロになってしまうので、2000～2012年の労働力率の平均値を採用している³¹。「女性（有配偶）」の20～24歳階級についても、労働力人口の絶対数が少ないので、2012年の労働力率を単純延長している。

データの資料出典は、労働力人口が総務省「労働力調査」であり、15歳以上人口のうち実績値については総務省「労働力調査」、将来値については国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（2012年1月出生・死亡中位推計）」である。ただし、「労働力調査」から得る実績値のうち、65歳以上の配偶関係別データはないので、本研究において推計して得た値を実績値として用いている³²。また、2005

²⁷ コーホート（世代集団）とは、ある時点における、ある年齢階級に属する者を1つの集団として捉えたものである。

²⁸ 2010年「国勢調査」によれば、女性（無配偶・その他）の55～59歳以下の年齢階級においては各年齢階級の人口に占める未婚の割合が死別のそれを上回っているが、60～64歳以上の年齢階級においては逆転する。したがって、60～64歳以上の労働力率の変化については同一コーホートの影響だけでなく、女性（有配偶）からの移動の影響が相対的に大きくなると考えられる。そのため、女性の60歳以上については、配偶関係別に残存率を想定せず、有配偶及び無配偶・その他いずれについても女性計の残存率を使用している。

²⁹ 男性70～74歳から75～79歳、女性60～64歳から65～69歳、70～74歳から75～79歳、80～84歳から85歳以上については、2012年の実績値がトレンドから乖離しているため、2008～2012年の実績値の平均値を採用している。

³⁰ コーホート残存率は、男性70～74歳で0.640、男性75～79歳で0.628、男性80～84歳で0.585、男性85歳以上で0.457、女性（有配偶）60～64歳で0.753、女性（有配偶）65～69歳で0.673、女性（有配偶）70～74歳で0.651、女性（有配偶）75～79歳で0.587、女性（有配偶）80～84歳で0.527、女性（有配偶）85歳以上で0.339、女性（無配偶・その他）55～59歳で0.959、女性（無配偶・その他）60～64歳で0.753、女性（無配偶・その他）65～69歳で0.673、女性（無配偶・その他）70～74歳で0.651、女性（無配偶・その他）75～79歳で0.587、女性（無配偶・その他）80～84歳で0.527、女性（無配偶・その他）85歳以上で0.339である。

³¹ 2000～2012年「労働力調査」から算出される女性（有配偶）15～19歳の平均労働力率は21.84%であり、2010年「国勢調査」における女性（有配偶）15～19歳の労働力率25.96%と同程度の水準である。

³² 女性の高齢部分については、「労働力調査」から5歳年齢階級別労働力率の情報を配偶関係別に得られない。それゆえ、「国勢調査」から得られる5歳年齢階級別・配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口構成を初期値として与え、「労働力調査」の5歳年齢階級別15歳以上人口及び労働力人口、並びに配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口と整合的になるように、RAS法によって5歳年齢階級別・配偶関係別15

年～2010年は「労働力調査」の平成22年（新）基準人口による時系列接続用数値、2011年は東日本大震災に伴う補完推計値（平成22年（新）基準人口ベース）である。2005～2011年の70歳以上については同じ基準人口ベースの値がないので、総務省によるベンチマーク人口の基準切替えに伴う補間補正の方法を参考に本研究において推計して得た値を用いている。やはり補完推計値が公表されていない配偶関係別データは、補完前の配偶関係別構成比を基に、補完後の女性のデータを分割して得た値を用いている。

配偶関係別15歳以上人口の将来値については、「日本の世帯数の将来推計（全国推計）（2013年1月推計）」から配偶関係別割合を算出し、「日本の将来推計人口（2012年1月推計）」の人口に乗じて分割している。

② 高校進学率、大学・短大進学率

在学中の者は非在学中の者と比較して労働力率が低いいため、進学率は労働力率を下げる要因と考える。大学・短大進学率は20～24歳階級の労働力率関数の説明変数であるが、進学は18歳程度の時であることから、2年さかのぼったデータを用いている。つまり、2期前（2年前）の大学・短大進学率の上昇は、当期（当年）における20～24歳階級の労働力率を下げると思われる。

データの資料出典は、文部科学省「学校基本調査」である。2012年における高校進学率は、男性96.2%、女性96.8%であり、大学・短大進学率は、男性51.6%、女性55.5%である。

③ 短時間雇用者比率（週35時間未満の雇用者数（産業計）／雇用者数計（産業計））

短時間雇用者の増加は、雇用機会の増加につながることから、労働力率を上げる要因と考える。

データの資料出典は、総務省「労働力調査」である³³。2012年における短時間雇用者比率は、26.4%である。

④ 前期完全失業率

1期前（1年前）の完全失業率の上昇は、当期（当年）の労働力率を下げる要因と考える。基本的には説明する労働力率と同じ年齢階級の完全失業率を説明変数としているが、符号条件を満たさなかった男性15～19歳は、男女計・年齢計の完全失業率（1期前）を用いている。同様に、男性60～64歳及び65～69歳は、男性年齢計

歳以上人口及び労働力人口を推計する。推計された5歳年齢階級別・配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口より、労働力率を算出する。

³³ 2011年は、2010年及び2012年の平均値で補間推計している。

の完全失業率（1期前）を用いている。

データの資料出典は、総務省「労働力調査」（2005年～2010年は「労働力調査」の平成22年（新）基準人口による時系列接続用数値、2011年は東日本大震災に伴う補完推計値の労働力人口及び失業者数より算出）である。

⑤ 年齢階級別賃金／年齢計賃金

男性・年齢計賃金に対する男性・当該年齢階級の賃金の相対的上昇は、労働力人口の増加につながると考えられることから、男性若年層の労働力率を上げる要因と考える。

データの資料出典は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」であり、男性産業計・一般労働者の年齢計・年齢階級別きまって支給する現金給与額を用いている。なお、労働力供給ブロックにおける「賃金構造基本統計調査」の賃金及び労働時間は、企業規模10人以上で民営の値である。

⑥ 希望者全員が65歳まで雇用の確保される企業割合

65歳まで雇用が確保される企業割合の上昇は、労働力人口の増加要因につながることから、労働力率を上げる要因と考える。

具体的には、①定年制を定めていない企業の割合、②定年年齢が65歳以上の一律定年制を定めている企業の割合、及び③定年年齢が65歳未満の一律定年制を定めている企業のうち65歳以上か年齢の定めのない勤務延長制度あるいは再雇用制度があり、適用対象者が原則として希望者全員となっている企業の割合の合計である。

データの資料出典は、厚生労働省「高年齢者の雇用状況」、「雇用管理調査」、「就労条件総合調査」における31人（もしくは30人）以上規模の企業割合を使用しているが、公表されていない年次については、本研究における推計値である。2012年における希望者全員が65歳まで雇用の確保される企業割合は、48.8%である。

⑦ 有配偶出生率（5年前の同一コーホートの出生率／5年前の同一コーホートの有配偶比率＝5年前の同一コーホートについての出生数／有配偶女性人口）

子の出生は、義務教育開始時までには女性の育児負担を増加させるものとして労働力率を下げる要因と考える。

データの資料出典は、厚生労働省「人口動態調査」、総務省「労働力調査」である。2012年における有配偶出生率は、25～29歳で237.1であり、30～34歳で159.3である。

⑧ 保育所幼稚園在所児童比率（（保育所在所児童数＋幼稚園在園児童数）／（0～6歳人口））

保育所及び幼稚園に在所・在園する児童の割合が高まれば、女性の育児負担を軽減することにつながるため、労働力率を上げる要因と考える。

データの資料出典は、保育所在所児童数が厚生労働省「社会福祉行政業務報告」、幼稚園在園児童数が文部科学省「学校基本調査」、0～6歳人口が総務省「人口推計」である。2012年における保育所幼稚園在所児童比率は、53.1%である。

⑨ 男性の家事分担比率（夫の家事時間／（夫の家事時間＋妻の家事時間））

男性の家事時間の増加は、女性の家事負担を軽くし、女性労働力人口の増加につながることから、労働力率を上げる要因と考える。

ただし、2007年に実施された労働力需給の推計（JILPT資料シリーズNo.34）と同様、回帰分析によらず、クロスセクションデータの家事分担比率と就業率のプロビット分析の結果を用いて逆算したパラメータを労働力率関数の外から与えている。

具体的には、2007年推計時に行われたプロビット分析の結果を使用し、男性の家事分担比率上昇によるロジット変換された女性の労働力率上昇への寄与を計算する³⁴。プロビット分析に使用されたデータは、内閣府「少子化と男女共同参画に関する意識調査」（2006年1月実施）の個票に含まれる有配偶女性2214人の特別集計であり、調査対象は年齢25～44歳である。

男性の家事分担比率データの資料出典は、総務省「社会生活基本調査」であり、調査実施中間年は直線による補間推計値である。2011年における男性の家事分担比率は、13.2%である（夫全体の家事、介護・看護、育児、買い物の週平均時間の合計を、夫全体及び妻全体の家事、介護・看護、育児、買い物の週平均時間の合計で除したもの）。

⑩ 実質賃金（きまって支給する現金給与額（産業計・一般労働者・女性）／消費者物価指数（総合指数））

賃金水準の上昇によって市場賃金が留保賃金を上回る人口割合が高まることから、労働力率を上げる要因と考える。

³⁴ 寄与の計算方法の詳細については、2007年に実施された労働力需給の推計（JILPT資料シリーズNo.34）参照のこと。2007年推計では労働力率のタンジェント変換を行っているが、本研究ではロジット変換を行っている。2007年推計の際に実施されたプロビット分析に基づけば、有配偶女性（妻）の就業確率に対する男性（夫）の家事分担比率の限界パラメータ（0.0048946）を使うと、男性の家事分担比率20%ポイント上昇に伴い、2006年における35～39歳の有配偶女性の労働力率55.1%は64.8%まで高まると推計される。2007年推計との違いは、2006年の労働力率55.1%及び家事分担比率上昇後の労働力率64.8%をタンジェント変換（0.160及び0.503）せずに、ロジット変換（0.203及び0.612）することである。男性の家事分担比率20%ポイント上昇により、ロジット変換後の労働力率は0.409だけ高まるため、男性の家事分担比率1%ポイント上昇に伴うロジット変換後の労働力率の変化は0.020となる。

データの資料出典は、総務省「消費者物価指数」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」である。

⑪ 世帯主の将来期待賃金比率（男性 45～49 歳賃金／男性 20～24 歳賃金）

世帯における核所得者の将来賃金に対する上昇期待は、非核所得者の労働力率を下げる要因として考える。通常、この説明は既に世帯を一つにしている非核所得者の労働力率についてなされるものであるが、ここでは、将来核所得者になるであろう男性の将来賃金に対する上昇期待が、将来非核所得者になるであろう未婚女性の労働力率を下げるものとして考えている。変数の定義は、2007 年における労働力需給の推計で用いられたものを使用している。2007 年推計と同様、女性（無配偶・その他）の 20～24 歳及び 25～29 歳における労働力率関数の説明変数としている。

データの資料出典は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」であり、男性産業計・一般労働者の年齢階級別きまって支給する現金給与額を使用している。2012 年における賃金比率は、1.925 である。

⑫ コーホート要因（5 年前の 1 年齢階級若い労働力率）

労働力率には上記の説明変数では捉えきれない世代の特有性があると考え、コーホート要因を説明変数としている。5 年前の 1 年齢階級若い労働力率の高まりは、労働力率を上げる要因と考える。ただし、世代の特有性の労働力率に与える影響は長期間及ぼすものではないと考え、コーホート要因は 5 年前までとしている。

(2) 労働力率関数の推定結果

(1)で述べた変数及びそのデータを用いて労働力率関数の推定を行った結果が、表 3-3-1～3-3-3 である。推定期間は、男性が概ね 1990～2012 年、女性が概ね 1985～2012 年である³⁵。

推定に当たり、説明変数の外生性が満たされないと判断された場合には、2SLS（二段階最小二乗法）による推定を行っているが、その際には、説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。説明変数の外生性が満たされる場合には、OLS（最小二乗法）による推定である。

³⁵ ただし、推定期間のうち前後のトレンドから判断して外れ値にあたる年次については、年次ダミー変数を入れてその影響を排除している。各関数に用いられた年次ダミー変数の年次については、以下の通りである。男性については、15～19 歳が 1982、1983 年、30～34 歳が 2000 年、及び 65～69 歳が 2000、2010 年である。女性（有配偶）については、25～29 歳が 1993、2007、2010 年、30～34 歳が 1986、1987、2010、2011 年、35～39 歳が 2011 年、40～44 歳が 1996、2009 年、45～49 歳が 1990、1999、2003、2011 年、及び 50～54 歳が 1988、1989、1998、1999、2003 年である。女性（無配偶・その他）については、15～19 歳が 1990、1998、2001、2004 年、25～29 歳が 2004、2009 年、30～34 歳が 2006、2009、2010 年、35～39 歳が 1999、2000 年、40～44 歳が 1995、2007、2010 年、45～49 歳が 1999、2009 年、及び 50～54 歳が 1993、1995、2008 年である。

表 3-3-1 労働力率関数の推定結果 (男性)

定数項	高校進学率	大学進学率(前期)	前期失業率(性・年齢計)	前期失業率(男性計)	前期失業率	短時間雇用者比率	当該年齢世代年齢計	65歳まで雇用確保企業割合	コーホー要因	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/推定方法
15-19歳	10.935 (4.285) ** F= 378.854 ***	-0.199 (-0.063) *** F= 70.468 ***	-0.023 (0.029) *** F= 70.468 ***	0.041 (0.012) *** F= 80.687 ***	10.964 (5.641) ** F= 8.994 ***	0.041 (0.012) *** F= 80.687 ***	8.994 ***	0.041 (0.012) *** F= 80.687 ***	yes	0.462	1.958	1980-2007 2SLS	
Test of Weak Instruments	1.000	4.980 ***											
Test of Overidentification	-4.202												
Test of Exogeneity	0.308 (1.296)	-0.018 (0.004) *** F= 142.125 ***								no	0.713	1.451	2000-2012 OLS
Test of Weak Instruments	1.269												
Test of Overidentification	1.229												
Test of Exogeneity	-4.202 (3.338)									no	0.854	1.569	1997-2012 OLS
Test of Weak Instruments	1.578												
Test of Overidentification	1.344												
Test of Exogeneity	-2.356 (2.370)									yes	0.926	1.988	1992-2012 OLS
Test of Weak Instruments	0.974												
Test of Overidentification	0.302												
Test of Exogeneity	3.389 (0.427) ***									no	0.846	1.438	1990-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	1.645												
Test of Overidentification	4.557 **												
Test of Exogeneity	2.573 (0.489) ***									no	0.789	1.259	1990-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	0.277												
Test of Overidentification	4.242 **												
Test of Exogeneity	2.159 (0.533) ***									no	0.761	1.753	1990-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	0.212												
Test of Overidentification	7.711 ***												
Test of Exogeneity	0.886 (0.664)									no	0.729	1.441	1990-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	1.333												
Test of Overidentification	10.857 ***												
Test of Exogeneity	1.269 (0.234) ***									no	0.759	1.921	1991-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	1.745												
Test of Overidentification	3.598 *												
Test of Exogeneity	-0.745 (0.750)									no	0.625	1.546	1990-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	0.000												
Test of Overidentification	9.561 ***												
Test of Exogeneity	-0.051 (0.227)									yes	0.889	1.788	1990-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	0.284												
Test of Overidentification	3.273 *												

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

表 3-3-2 労働力率関数の推定結果（女性（有配偶））

定数項	前期失業率	保育所・幼稚園 園在比率	有配偶出生 率(5期前)	短時間雇 用者比率	男性の家事 分担比率	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
25-29歳	-2.020 (0.055) ***	-0.019 (0.007) **	0.044 (0.002) ***			yes	0.980	1.590	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 15.930 ***	F= 1003.962 ***							
Test of Overidentification	1.860								
Test of Exogeneity	F= 2.383								
30-34歳	0.515 (1.250)	-0.093 (0.032) ***	0.026 (0.007) ***	-0.006 (0.004)	0.020	yes	0.699	1.165	1985-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	F= 19.139 ***	F= 789.762 ***	F= 13.756 ***						
Test of Overidentification	1.030								
Test of Exogeneity	F= 2.887 *								
35-39歳	0.021 (0.136)	-0.060 (0.017) ***	0.023 (0.006) ***	-0.005 (0.002) ***	0.020	yes	0.534	1.173	1985-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	F= 49.644 ***	F= 279.967 ***	F= 81.497 ***						
Test of Overidentification	1.180								
Test of Exogeneity	F= 7.198 ***								
40-44歳	0.654 (0.081) ***	-0.055 (0.008) ***	0.003 (0.003)	0.005 (0.002) **	0.020	yes	0.711	1.752	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 27.683 ***	F= 329.566 ***	F= 50.626 ***						
Test of Overidentification	1.294								
Test of Exogeneity	F= 0.051								
45-49歳	0.509 (0.026) ***	-0.034 (0.014) **		0.022 (0.002) ***		yes	0.893	1.183	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 17.802 ***	F= 45.398 ***							
Test of Overidentification	1.883								
Test of Exogeneity	F= 0.270								
50-54歳	0.053 (0.047)	-0.091 (0.030) ***		0.041 (0.004) ***		yes	0.892	1.445	1985-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	F= 11.202 ***	F= 33.796 ***							
Test of Overidentification	1.469								
Test of Exogeneity	F= 3.406 *								
55-59歳	-0.314 (0.038) ***	-0.044 (0.021) ***		0.033 (0.002) **		yes	0.934	1.817	1985-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	F= 11.331 ***	F= 76.658 ***							
Test of Overidentification	2.148								
Test of Exogeneity	F= 2.609 *								

注) 1.括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

2. 男性の家事分担比率のパラメータは、家事分担比率と就業率の関係をプロビット分析で求め、労働力率関数の外から与えている。

表 3-3-3 労働力率関数の推定結果（女性（無配偶・その他））

定数項	高校進学率	大学・短大進学率 (2期前)	前期失業率	短時間雇用者比率	実質賃金(賃金/CHI)	世帯主の将来期待賃金比率(男性45-49賃金/20-24賃金)	コーホート要因	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
15-19歳	1.559 (0.018) *	-0.033 (0.018) *	-0.018 (0.007) **	0.008 (0.004) *				yes	0.441	1.256	1986-2007 OLS
Test of Weak Instruments	F= 70.485 ***		F= 10.823 ***	F= 29.200 ***							
Test of Overidentification	1.863										
Test of Exogeneity	F= 0.862										
20-24歳	19.348 (8.326) **	-0.018 (0.011) *	-0.085 (0.037) **			-7.523 (3.684) **	1.437 (0.998) **	no	0.661	2.256	1988-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	F= 4.734 **	F= 297.585 ***	F= 25.381 ***			F= 2.953 **	F= 5.442 ***				
Test of Overidentification	0.602										
Test of Exogeneity	F= 4.734 **										
25-29歳	2.279 (1.720)		-0.028 (0.013) **		0.935 (0.124) ***	-1.356 (0.768) *	0.616 (0.091) ***	yes	0.849	2.305	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 1.995		F= 13.624 ***		F= 314.424 ***	F= 7.100 ***	F= 26.808 ***				
Test of Overidentification	0.449										
Test of Exogeneity	F= 1.995										
30-34歳	-0.729 (0.241) ***		-0.038 (0.019) *		0.963 (0.293) ***		0.285 (0.254)	yes	0.916	1.654	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 1.748		F= 38.448 ***		F= 373.275 ***		F= 63.821 ***				
Test of Overidentification	1.247										
Test of Exogeneity	F= 1.247										
35-39歳	0.394 (0.213) *		-0.068 (0.032) **		0.527 (0.199) **		0.219 (0.224)	yes	0.777	2.200	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 0.537		F= 42.115 ***		F= 330.953 ***		F= 60.675 ***				
Test of Overidentification	0.800										
Test of Exogeneity	F= 0.800										
40-44歳	0.112 (0.212)		-0.083 (0.035) **		0.670 (0.201) ***		0.143 (0.201)	yes	0.809	1.502	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 1.907		F= 34.432 ***		F= 295.587 ***		F= 28.064 ***				
Test of Overidentification	1.809										
Test of Exogeneity	F= 1.809										
45-49歳	-0.957 (0.456) *		-0.078 (0.042) *		0.931 (0.249) ***		0.275 (0.144) *	yes	0.786	1.520	1985-2012 OLS
Test of Weak Instruments	F= 0.334		F= 4.563 **		F= 47.158 ***		F= 4.233 **				
Test of Overidentification	1.990										
Test of Exogeneity	F= 1.990										
50-54歳	-0.680 (0.197) ***		-0.193 (0.054) ***		0.930 (0.249) ***		0.163 (0.293)	yes	0.790	2.021	1985-2012 2SLS
Test of Weak Instruments	F= 0.834		F= 10.096 ***		F= 159.953 ***		F= 7.629 ***				
Test of Overidentification	2.991										
Test of Exogeneity	F= 2.991										

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

3. 労働力率関数の説明変数の将来想定

(1) 労働市場参加が進む程度に応じた3ケースを設定

労働力率関数の説明変数の将来における想定値は、労働市場参加が進む程度によって次の3つのケースを設けている。各説明変数の労働参加進展ケースと労働参加漸進ケースの将来想定は、表3-3-4の通りである。労働参加現状ケースは、2012年時点から労働力率が一定で変化しないとするケースである。

- (a) 労働参加進展ケース：各種雇用政策が適切に講じられて労働市場参加が進む（労働市場参加が進むケース）
- (b) 労働参加漸進ケース：各種雇用政策がある程度講じられて労働市場参加が一定程度進む（労働市場参加が一定程度進むケース）
- (c) 労働参加現状ケース：2012年の性・年齢階級別労働力率のまま将来一定（労働市場参加が進まないケース）

説明変数のうち前期失業率及び実質賃金については表3-3-4に掲載されていないが、これらはモデルにおいて内生的に決定される。実質賃金の将来値は、労働力需給調整ブロックで決定される一般労働者のきまって支給する現金給与（男女計）の変化率から求めている。ただし、実質賃金の分母である消費者物価指数は、第2節2.(2)アにおける想定に基づいている。

(2) 高校進学率、大学・短大進学率の将来想定

進学率は、2012年推計（JILPT資料シリーズNo.110）における想定を踏襲し、過去のトレンドに基づいて将来推計を行っている。近年の高い上昇率が将来も継続するとは考え難いため、基本的に過去のトレンドに基づくロジスティック曲線によって将来想定値を推計している。なお、これは、労働参加進展及び労働参加漸進ケース共通の想定である。

(3) 有配偶出生率の将来想定

有配偶出生率の分子である出生率に、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計」（2012年1月出生・死亡中位推計）の推計値を使用している。ただし、出生率は5年ごとに公表されているため、中間年については直線による補間推計を行っている。一方、分母である有配偶女性比率には、国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計（全国推計）（2013年1月推計）」から算出される値を採用する。なお、これは、労働参加進展及び労働参加漸進ケース共通の想定である。

表 3-3-4 労働市場参加ケースの設定

	労働参加進展		労働参加漸進	労働参加現状		
	労働市場への参加が進むケース		労働市場への参加が一定程度進むケース	労働市場への参加が進まないケース(2012年労働力率固定ケース)		
基本的な変数	高校進学率(男性) 高校進学率(女性) 大学・短大進学率(男性) 大学・短大進学率(女性) 有配偶出生率	ロジスティック曲線を当てはめて2030年まで延長 2013年以降は、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(2012年1月推計)」における出生率(中位、5年毎)を使用(中間年は、直線補間)				
若年対策	フリーター対策・ニートの就職など進路決定による労働力率の向上	フリーター対策・ニートの就職など進路決定に伴い若年層の労働市場参加が促進されると想定して、男女15-19歳、20-24歳、25-29歳、30-34歳の労働力率について、2020年に0.01~0.12ポイントアップを想定(中間年は、直線補間。2021年以降は、直線による補外推計)	なし			
	需給マッチング効率改善による高卒・大卒就職率の向上	需給マッチング効率改善に伴い若年層の就業が促進されると想定して、15-19歳の就業率について、2020年に0.27ポイント(男)、0.47ポイント(女)、2030年に0.28ポイント(男)、0.47ポイント(女)、20-24歳の就業率について、2020年に0.41ポイント(男)、0.11ポイント(女)、2030年に0.43ポイント(男)、0.12ポイント(女)アップすると想定	なし			
女性の対策	両立環境整備による継続就業率の向上	両立環境の整備に伴い出産・育児理由の離職が減少すると想定して、継続就業率が上がる結果、女性(有配偶)30-34歳の労働力率について、2020年に2.0ポイント、2030年に1.5ポイントアップを想定	なし			
	男性の家事分担比率	労働時間短縮、妻の正規雇用化、夫の意識変化などに伴う男性の家事分担割合の増加で2011年の13.2%から2030年に37.2%相当まで男性の家事分担割合が上がるよう直線補間し、その効果分だけ妻の家事分担割合が減少すると想定	労働参加進展ケースの想定における2012年値(14.5%)で一定			
	保育所幼稚園在所児童比率	2012年の53.1%からトレンド延長(2030年に65.6%)。2017年までは保育の受け皿整備による待機児童解消分を考慮	2012年の実績値から労働参加進展ケースの2030年までの増加比率を半分程度に設定			
高齢対策	短時間勤務制度普及などによる継続就業率の向上	男女とも65-69歳の労働力率について、短時間勤務制度普及などにより、2030年で0.8ポイント(男)、0.4ポイント(女)アップすると想定(中間年は直線補間)	なし			
	65歳まで雇用が確保される割合	2025年には100%の企業割合まで高まるとして定率で延長	同左			
他の説明変数	平均労働時間	フルタイム・短時間雇用者の加重平均	2012年の月間157.2時間から2030年に152.2時間まで短縮		2012年の月間157.2時間から将来も一定	同左
		フルタイム	2012年の月間178時間から2020年に175.5時間、2030年に172.0時間になるように減少(中間年は直線補間)		2012年の月間178時間で一定	同左
		短時間雇用者	2012年の月間89.6時間から2030年111.7時間になるように増加(中間年は直線補間)	2012年の月間89.6時間で将来一定	同左	
	短時間雇用者比率	2030年に34.7%(短時間雇用者比率にロジスティック曲線を当てはめて求められたもの)となるよう直線補間	2012年の短時間雇用者比率(26.4%)で一定	同左		
正規雇用化などによる年齢間賃金格差(年齢計に対する)の縮小	2030年時点で15-19歳では格差の10%、20-24歳、25-29歳、30-34歳では10%格差が縮小するよう、年々直線補間	2030年時点で15-19歳では格差の10%、20-24歳、25-29歳、30-34歳では5%格差が縮小するよう、年々直線補間				
世帯主の将来期待賃金比率(男性45~49歳賃金/男性20~24歳賃金)	2012年の値(1.925)で一定	同左				

- 注) 1. 労働参加進展ケースにおけるフリーター・ニート対策による労働力率向上には、「日本再興戦略」(2013年6月14日閣議決定)の成果目標及び労働政策審議会の分科会及び部会で審議された政策目標を考慮。若者フリーター数を2020年までに124万人にする。地域若者サポートステーション事業によるニートの進路決定者数を2020年までの毎年1万5千人にする(推計では進路決定者のうち約80%が就職するものと想定)。
2. 労働参加進展ケースにおける両立環境の整備による継続就業率の向上には、「日本再興戦略」の成果目標である第1子出産前後における継続就業率を55%にすることを考慮。
3. 労働参加進展ケースにおける保育所幼稚園在所児童比率には、「日本再興戦略」の成果目標である2013、2014年度で約20万人分の保育の受け皿を整備し、これと合わせて2013~2017年度で約40万人の保育の受け皿を整備することを考慮。
4. 労働参加進展ケースにおける平均労働時間の短縮には、労働政策審議会の分科会及び部会で審議された政策目標を考慮。年次有給休暇取得率を2020年までに70%にする(2030年に取得率が100%になるよう労働政策研究・研修機構想定)。週労働時間60時間以上の雇用者の割合を2020年までに2008年比5割にする(2008年は約10%)。

(4) 男性の家事分担比率の将来想定

労働参加進展ケースにおいては、労働時間短縮、妻の正規雇用化、夫の意識変化等に伴い、男性の家事分担比率が高まることを想定している。2030年の男性家事分担比率の想定値には、2007年推計及び2012年推計と同じ37.2%を採用している。この想定値は、男女共同参画会議・少子化と男女共同参画に関する専門調査会(2005)「少子化と男女共同参画に関する社会環境の国際比較報告書」で行われている男性の家事分担比率の国際比較におけるスウェーデン(37.7%)並の水準である。なお、このスウェーデンにおける男性家事分担比率(5歳未満の子どもがいる夫婦について、妻はフルタイム就業者の家事・育児時間、夫は総数の家事・育児時間から算出)の数値は、1991年のものである³⁶。

(5) 保育所幼稚園在所児童比率の将来想定

労働参加進展ケースにおける保育所幼稚園在所児童比率は、保育所及び幼稚園が整備されることを想定し、2012年推計と同様、過去のトレンド等に基づいて推計している。ただし、「日本再興戦略」では、2013及び2014年度で約20万人分の保育の受け皿を整備し、これと合わせて2013～2017年度で約40万人分の保育の受け皿を整備することを目標としていることから、2017年までは保育所幼稚園在所児童比率の分子を待機児童の解消分だけ増加させている³⁷。待機児童解消分を考慮すると、2030年時点においても単純なトレンド延長推計値の水準を上回る。結果として、労働参加進展ケースにおける2030年の保育所幼稚園在所児童比率は、65.6%になる。労働参加漸進ケースでは、定率推計における上昇比率を労働参加進展ケースの半分と想定している。

(6) 希望者全員が65歳まで雇用の確保される企業割合の将来想定

希望者全員が65歳まで雇用の確保される企業割合は、2012年推計と同様の想定をおいている。2000年に改正された厚生年金法によれば、2013年度から12年かけて、つまり2025年度までに老齢厚生年金(報酬比例部分)の支給年齢を60歳から65歳に3年に1歳ずつ引き上げることが規定されている³⁸。これに対応する形で高年齢者雇用安定法が2004年に改正され、高年齢者雇用確保措置(定年の引き上げ、継続雇用制度の導入(労使協定により基準を定めた場合は、希望者全員を対象とし

³⁶ これらの数値と対象が異なるため直接比較はできないが、スウェーデン統計局「Swedish Time Use Survey 2010/2011」によれば、7歳未満の子供がいる20～64歳の既婚男女について、男性の家事分担率が1990/91年に38.8%であったのが、2010/11年に44.7%まで上昇している(週全体、行動者平均、9月から翌年5月までの期間)。

³⁷ 2012年推計は単純なトレンド延長推計を行っており、本研究のような待機児童解消分は考慮していない。

³⁸ この支給年齢の引き上げ時期は男性のものであり、女性はこれから5年遅れる。

ないとすることも可能)、及び定年の定め(の廃止)の義務年齢が 2013 年度から 65 歳に引き上げられる。さらに、同法の 2012 年の改正によって、継続雇用制度の対象となる高年齢者について、労使協定によって定める基準により限定できる仕組みが廃止されている。ただし、老齢厚生年金(報酬比例部分)の受給開始年齢に到達した以降の者を対象に、引き続き基準を利用できる経過期間を 12 年間(2025 年 4 月 1 日まで)としている。これらの法改正の動向に基づき、希望者全員が 65 歳まで雇用の確保される企業割合は、2025 年に 100%となると想定している。中間年については、2012 年実績値から 100%まで定率で延長推計している。なお、これは、労働参加進展及び労働参加漸進ケース共通の想定である。

(7) 年齢間賃金格差の縮小率の将来想定

若年層の年齢計に対する賃金格差については、2012 年推計と同様、将来縮小するように想定している。なお、労働参加漸進ケースにおける 20~34 歳の縮小率は、労働参加進展ケースの半分と想定している。

(8) 世帯主の将来期待賃金比率の将来想定

世帯主の将来期待賃金比率は、近年はつきりとした傾向が確認されず、2012 年推計の想定と同様、足元実績値(本研究では 2012 年)で将来は一定と想定している。なお、これは、労働参加進展及び労働参加漸進ケース共通の想定である。

(9) 短時間雇用者比率の将来想定

労働参加進展ケースにおいては、多様な雇用の受け皿が整備されることに伴い、短時間雇用者比率が将来高まると想定する。ただし、同比率が今後直線的に伸びるとは考え難いため、2012 年推計同様、過去のトレンドに基づくロジスティック曲線によって得る値を将来値とする。結果として、労働参加進展ケースにおける 2030 年の値は 34.7%となり、中間年は、2012 年実績から直線補間で推計している。なお、労働参加漸進及び労働参加現状ケースにおける短時間雇用者比率は、2012 年実績値で一定としている。

(10) 労働時間の将来想定

表 3-3-4 に掲載されている労働時間の将来値は、労働力需要関数の説明変数として使用される。労働力需要関数の推定にあたっては、一般労働者の産業別労働時間(月間)を使用しているが、労働時間の将来値は、いずれの産業でも産業計のフ

ルタイム労働者及び短時間労働者の加重平均値の変化率で延長推計している³⁹。

労働参加漸進及び労働参加現状ケースでは、労働時間が2012年時点から一定で推移すると想定している。一方、労働参加進展ケースにおける労働時間の想定は、労働政策審議会の分科会及び部会で審議された政策目標を考慮し、将来において次のように変化するものとする。

フルタイム労働者の月間労働時間の将来想定値（労働参加進展ケース）には、まず、年次有給休暇取得率が上昇するとして、それによる労働時間の減少分を考慮する。労働政策審議会の分科会及び部会で審議された政策目標では2020年までに年次有給休暇取得率を70%まで引き上げることとしている。そこで、同取得率が2020年に70%、2030年に本研究独自の想定であるが100%まで上昇するものとする。中間年は、直線補間である。

年次有給休暇取得率上昇による労働時間の減少分は、厚生労働省「就労条件総合調査（2012年）」における一日の所定労働時間数（産業計・企業規模計、労働者平均）及び年次有給休暇の取得数（産業計・企業規模計）を用いて算定する。2012年における年次有給休暇の取得数は9.0日であり、2020年には付与日数18.3日の70%である12.8日まで増加すると想定し、一日の所定労働時間数7時間45分×3.8日分だけ1年の労働時間が減少し、月平均で2.5時間減少するとする。同様に、2030年に取得率100%まで増加すると想定すると、月間労働時間は6.0時間減少する（表3-3-5）。

表3-3-5 年次有給休暇取得率向上による労働時間減少効果

	有給休暇 取得率	付与日数	取得日数		労働時間減少分		1日の所定内 労働時間
				増分	時間/年	時間/月	
	%	日	日	日			
2012	47.1	18.3	9.0				7時間45分
2020	70.0	18.3	12.8	3.8	29.5	2.5	
2030	100.0	18.3	18.3	9.3	72.1	6.0	

注)2012年値（産業計・企業規模計）は「就労条件総合調査」によるものであり、調査対象は常用労働者数が30人以上の民間企業。

短時間労働者の月間労働時間は、近年減少傾向にあるが、今後は多様な就業形態、つまりフルタイム労働者との中間的な働き方をする労働者が増えることを想定し、2012年におけるフルタイム労働者及び短時間労働者の労働時間の差の25%が解消

³⁹ 一般労働者の労働時間をフルタイム労働者及び短時間労働者の加重平均値の変化率で延長推計している理由は、今後は正社員が大半を占める一般労働者の働き方が変わると想定しているからである。将来は、短時間労働者に短時間正社員のような働き方をする者が含まれ、かつ一定程度増加することを想定している。

して 111.7 時間（2030 年）まで増加するとしている（労働参加進展ケース）。これは、2012 年推計と同様の考え方に基づいている。

以上の想定の下で得たフルタイム労働者及び短時間労働者の労働時間⁴⁰を、短時間労働者比率（労働時間のデータは厚生労働省「賃金構造基本統計調査」（産業計・男女計）から得ているため、同統計調査のパート労働者比率を使用し、それが将来、(9)の短時間雇用者比率と同じ変化率で変化するものとして算定）で加重平均すると、平均労働時間は 2012 年の月間 157.2 時間から 2020 年に 155.3 時間、2030 年には 153.4 時間まで減少することになる（労働参加進展ケース）。

さらに、労働政策審議会の分科会及び部会で審議された労働時間に係る他の政策目標として、週間労働時間が 60 時間以上である雇用者の割合を 2020 年までに 2008 年（約 10%）比で半減させることが掲げられている。これに対応し、総務省「労働力調査」から週労働時間が 60 時間以上である雇用者割合が半減する分だけ平均労働時間が減少するとし、想定される労働時間の減少分を算定する。

「労働力調査」では、週間労働時間階級別に雇用者数（全産業）の情報を得ることが可能であるが、週間労働時間階級別の平均労働時間の情報は入手できない。そこで、国民の休日を除く年間 50 週の想定のもとで、各週間労働時間階級の階級値⁴¹（週 1 時間未満は週 1 時間、週 60 時間以上は週 60 時間とした）に 50/12 を乗じたものを、当該階級の月間平均労働時間とする。次に、週間労働時間階級別の雇用者構成比をウェイトとし、各階級の月間平均労働時間の加重和を算出することで、雇用者全体の平均労働時間とする。

2020 年の週間労働時間階級別の雇用者構成比は、2008 年の構成比をベースとし、週 60 時間以上の雇用者の半分が 1 労働時間階級下の週 49～59 時間に移動すると仮定する。このように推計された雇用者全体の平均労働時間の 2008～2020 年の変化率は、-0.73%である。この値は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の平均労働時間ベースで考えると、1.2 時間の減少に相当する（2008 年 159.1 時間×（-0.0073）、表 3-3-6）。そこで、2020 年にこの労働時間の減少が実現すると想定し、フルタイム労働者及び短時間労働者の労働時間の加重平均値から差し引いている。2012～2020 年までの中間年における減少分は直線補間であり、2020 年以降は一定とした。

この操作を行うことにより、最終的に、労働参加進展ケースでは、労働者全体の平均労働時間は 2012 年の月間 157.2 時間から 2020 年に 154.1 時間、2030 年には 152.2 時間まで減少する。

⁴⁰ フルタイム労働者の労働時間には、一般労働者の総実労働時間を使用している。一方、短時間労働者の労働時間は、短時間労働者の所定内労働時間に実労働日数を乗じたものを使用している。したがって、短時間労働者の労働時間に所定外労働時間が含まれていない点には、注意が必要である。

⁴¹ 階級値には、各階級の中央値を使用している。

表 3-3-6 長時間労働抑制による労働時間減少効果

	週1時間未満・その他	週1~4時間	週5~9時間	週10~14時間	週15~29時間	週30~34時間	週35~39時間	週40~48時間	週49~59時間	週60時間以上
週間労働時間別雇用者構成比(%)										
2008	0.26	0.48	1.99	2.57	13.09	8.00	7.13	42.06	14.47	9.95
2009	0.28	0.50	2.07	2.59	13.58	8.22	7.39	42.67	13.45	9.25
2010	0.30	0.48	1.97	2.70	13.67	7.81	7.56	42.49	13.58	9.43
2012	0.41	0.52	2.07	2.66	13.75	7.80	7.63	42.53	13.48	9.15
2020	0.26	0.48	1.99	2.57	13.09	8.00	7.13	42.06	19.45	4.97
各階級の平均労働時間(時間/月)										
	4.2	10.4	29.2	50.0	91.7	133.3	154.2	183.3	225.0	250.0
全雇用者の平均労働時間(時間/月)										
		2008年からの 変化率 (%)								
2008	170.1									
2020	168.9	-0.73								
「賃金構造基本統計調査」ベースでの平均労働時間(時間/月)										
		変化分 (時間)								
2008	159.1									
2020	157.9	-1.2								

注) 1. 2008~2012年の週間労働時間別雇用者構成比(全産業)は、「労働力調査」による。

2. 2020年の構成比は、2008年をベースとし、週60時間以上の半分が1階級下の週49~59時間に移動すると仮定。
3. 各階級の平均労働時間は、週間労働時間の階級値及び年間50週の想定から推計。ただし、週1時間未満は週1時間、週60時間以上は週60時間として計算。
4. 全雇用者の平均労働時間は、週間労働時間別雇用者構成比をウェイトとし、各階級の平均労働時間を加重平均。
5. 2008年から2020年への全雇用者の平均労働時間の変化率を用いて、「賃金構造基本統計調査」ベースでの2020年における平均労働時間を推計。

(11) 直接的政策効果の将来想定

表 3-3-4 の労働参加進展ケースには、労働力率関数の説明変数としてそのパラメータを推定しておらず、シフト要因として同関数の定数項を押し上げる直接的な政策効果を考えているものが含まれている。

1 つはフリーター・ニート対策による若年者の労働力率向上効果であり、もう 1 つは、両立環境の整備による女性の継続就業率向上効果、及び短時間勤務制度等の普及による高齢者の継続就業率向上効果である。フリーター対策とは、フリーターの正規雇用化を図ることであるが、労働力率の向上効果もある。

これらに加え、マッチング効率改善による若年層の就業促進によって、就業率が向上する効果(失業率関数の定数項を押し下げる直接的な政策効果)も考慮している。

ア フリーター対策

「日本再興戦略」では、若者フリーターの数を 2020 年に 124 万人まで減少させることを成果目標としている⁴²。総務省「労働力調査」によれば、フリーター数は、2003 年に 217 万人でピークを迎えた後、2012 年では 180 万人となっている。

今後も、人口減少の影響によって一定程度は減少するものと考えられるが、政策効果として追加的に減少するフリーター数を以下のように推計する。まず、2012 年の性・年齢階級別フリーター数を同年における性・年齢階級別人口で除した比率を算出する。次に、同比率を 2020 年における性・年齢階級別人口（「日本の将来推計人口(2012 年 1 月出生・死亡中位推計)」、「日本の世帯数の将来推計(全国推計)(2013 年 1 月推計)」)に乘じ、これを政策効果がない場合における 2020 年の性・年齢階級別フリーター数と考える。この結果、政策効果がない場合の 2020 年のフリーター数は 163 万人となり、成果目標 124 万人との差である 39 万人が政策効果によって追加的に減少するフリーター数である。

さらに政策効果による就業状態・性・年齢階級別フリーター減少数は、先に求めた政策効果がない場合における 2020 年の性・年齢階級別フリーター数、及び成果目標 124 万人を 2012 年におけるフリーターの性・年齢階級別構成比で配分したものの差とする。就業状態・性・年齢階級別フリーター減少数を 2012 年の性・年齢階級別人口で除し、2020 年において労働力率が向上する政策効果と考える(表 3-3-7)。

表 3-3-7 フリーター対策による労働力率向上効果

	計				就業者			
	男性		女性(無配偶・その他)		男性		女性(無配偶・その他)	
	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳
2020年における政策効果による減少数(万人)	9	8	10	11	7	7	9	10
2020年における労働力率向上分(%)					1.18	0.98	1.59	2.79
	失業者				非労働力人口			
	男性		女性(無配偶・その他)		男性		女性(無配偶・その他)	
	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳
2020年における政策効果による減少数(万人)	1	1	1	1	0	0	0	0
2020年における労働力率向上分(%)	0.16	0.12	0.21	0.22	0.04	0.02	0.00	0.06

ただし、就業者としてのフリーターは、すでに労働力率にカウントされているため、政策効果による労働力率向上分には含めない。就業者フリーターの正規雇用化は、年齢間賃金格差の縮小にも寄与するものとする。失業者としてのフリーター減少分についても、説明変数である完全失業率(1期前)が改善されることによって、労働力率関数を通して労働力率を上昇させる効果に含まれると考えられるため、

⁴² フリーターの定義は、厚生労働省『平成 15 年版労働経済の分析』に基づいている。フリーターとは、15～34 歳かつ卒業者に限定した者のうち、①現在就業している者は勤め先における呼称がパート又はアルバイトである者、②現在求職中の者(完全失業者)については、パート又はアルバイトの仕事を希望する者、③求職中でもなく、家事も通学もしていない者については、就業を希望し、パート又はアルバイトの仕事を志望する者である。なお、女性については①～③の条件に加えて未婚者に限定している。

政策効果による労働力率向上分には含めない。したがって、非労働力人口としてのフリーターにおける労働力率向上分のみ追加的な政策効果とする。

2020年までの中間年における政策効果は、直線による補間推計を行う。2021年以降については、2020年と同水準の政策効果を見込み、2020年の値で一定とする。

イ ニート対策

労働政策審議会の分科会及び部会で審議された政策目標では、地域若者サポートステーションによるニートの就職等進路決定者数を2011～2020年度の総計で10万人にすることとしている。一方、厚生労働省職業能力開発局によれば、2012年の実績では、進路決定者数は14713人であり、このうち約80%が就職決定者である。そこで、本研究では、2012年度の就職決定者数の水準を2020年まで一定程度に維持できると考え、毎年1万2千人の就職が決定すると想定する。

総務省「労働力調査」によれば2012年におけるニート（若年無業者）の総数は63万人である⁴³。2002年以降、ニートの総数は、60万人台で横ばいに推移しており、その年齢構成についても大きな変動は確認されない。

2012年におけるニートの性・年齢階級別構成を一定とし、先に想定した2020年における就職決定者数を性・年齢階級別に分割する。分割された性・年齢階級別就職決定者数を2012年の性・年齢階級別人口で除し、2020年において労働力率が向上する政策効果と考える（表3-3-8）。

2020年までの中間年については、毎年1万2千人の就職決定者を見込んでいるため、2020年における政策効果と同水準で推移する。2021年以降の政策効果についても、毎年1万2千人の就職決定者を想定し、2020年の政策効果と同じ水準で推移すると考える。

表 3-3-8 ニート対策による労働力率向上効果

	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳
2020年における就職決定者数(万人)				
男性	0.11	0.19	0.23	0.23
女性(有配偶)	0.00	0.00	0.02	0.02
女性(無配偶・その他)	0.06	0.13	0.11	0.10
2020年における労働力率の向上分(%)				
男性	0.04	0.06	0.06	0.06
女性(有配偶)	0.00	0.00	0.01	0.01
女性(無配偶・その他)	0.02	0.05	0.05	0.06

⁴³ ニートの定義は、厚生労働省に基づき、総務省「労働力調査」における15～34歳で非労働力人口のうち家事も通学もしていない者である。

ウ 両立環境の整備による継続就業率の向上⁴⁴

女性（有配偶）の30～34歳について、両立環境の整備によって出産・育児理由による離職が解消され、継続就業率が上昇する分だけ労働力率が押し上げられると考える。両立環境が整備されない場合（本研究で想定する両立環境整備による労働力率押し上げ効果を考慮しない場合）におけるt期（年）の労働力率を R_t^b %（非労働力率を NR_t^b %）、出産・育児理由による離職割合を γ 、t期の出産・育児理由による離職割合の減少分を δ_t 、非労働力人口に占める前職が雇用者であった者の割合を κ とすると、両立環境が整備される場合におけるt期の労働力率 R_t^a %（非労働力率を NR_t^a %）は以下のように表される⁴⁵。 NR_t^b が、非労働力人口 nr に占める前職が雇用者である無業者のうち出産・育児理由による離職者数 nr_e^b の割合 $\gamma\kappa$ が減少する分だけ減少し、 NR_t^a になる。 δ_t は両立環境の整備によって減少する変数であり、0～1の値をとる。両立環境が整備されていないモデル計算の初期時点（t=2012年）では $\delta_t=1$ であり、このとき $R_t^a = R_t^b$ （ $NR_t^a = NR_t^b$ ）となる。

$$\begin{aligned} R_t^a &= 100 - NR_t^a \\ &= 100 - NR_t^b \frac{nr_e^b \delta_t + nr_e^o + nr_n}{nr_e} \frac{nr_e}{nr} \\ &= 100 - NR_t^b (1 + \gamma\kappa(\delta_t - 1)) \\ &= R_t^b + \gamma\kappa(\delta_t - 1)(R_t^b - 100) \end{aligned}$$

ただし、 nr_e^b ：前職が雇用者である無業者のうち出産・育児理由による離職者数

nr_e^o ：前職が雇用者である無業者のうち出産・育児以外の理由による離職者数

nr_e ：前職が雇用者である無業者数（ $nr_e = nr_e^b + nr_e^o$ ）

nr_n ：前期も無業であった等他の無業者数⁴⁶

nr ：非労働力人口（ $nr = nr_e + nr_n$ ）

$$\gamma = \frac{nr_e^b}{nr_e}, \quad \kappa = \frac{nr_e}{nr}$$

総務省「就業構造基本調査（2012年）」における30～34歳の女性（前職が雇用者

⁴⁴ 2012年推計では、25～29歳から30～34歳にかけての労働力率の低下分に出産・育児理由による離職割合を乗じた分を両立環境の整備による継続就業率の向上効果として考慮している。25～29歳から30～34歳にかけての労働力率の低下分は、25～29歳から30～34歳にかけての非労働力人口の比率の上昇分に相当するため、これに出産・育児理由による離職割合を乗じると、25～29歳の非労働力人口の比率にも出産・育児理由による離職割合を乗じることになり適当ではない。本研究では、この問題に対処している。

⁴⁵ 非労働力人口（前職離職や前期無業等）の状況はモデル計算の初期時点で固定し、失業者の動向は考慮していない。

⁴⁶ 前職が自営業主及び家族従業者である無業者数は明示的に考慮しておらず、前期も無業であった等他の無業者数に含めている。

である無業者⁴⁷⁾の全離職理由に占める出産・育児理由による離職者割合が47.9%であることから、 $\gamma=0.479$ とする。また、30～34歳の女性の無業者に占める前職が雇用者である無業者割合が57.1%であることから、 $\kappa=0.571$ とする。

一方、国立社会保障・人口問題研究所「第14回出生動向基本調査」によれば、子の出生年が2005～2009年における女性の第1子、第2子及び第3子の出産前後の継続就業割合は、それぞれ38.0%、72.8%及び82.9%である。これを基に出生順位によらず出産前後の継続就業割合の平均値を算出すると、52.6%となる。したがって、統計調査間の定義や年次の違い、及び第4子以降の存在があるため正確には対応づけられないが、概ね出産前後の継続就業割合が52.6%（出産前後の離職割合が47.4%）の時には、全離職者に占める出産・育児理由による離職者割合が47.9%（再掲、「就業構造基本調査（2012年）」）であったことになる。

女性の第1子出産前後の継続就業割合については、「日本再興戦略」において2020年に55%まで引き上げることが成果目標とされており、この継続就業割合が2020年以降も維持されると想定する。この割合を基に、第2子及び第3子の出産前後の継続就業割合は2005～2009年における実績値で一定として2020年以降の女性の出産前後の継続就業割合の平均値を算出すると、63.0%（出産前後の離職割合は37.0%）となる⁴⁸⁾。したがって、出産前後の継続就業割合の増加分から算出される出産前後の離職割合の減少分は、 $\delta^*=37.0/47.4$ となる⁴⁹⁾。

γ 及び κ は将来も一定であり、 δ_t は2012年の1から2020年には37.0/47.4まで減少すると想定する。中間年の δ_t は直線で補間推計し、2020年以降は一定とする。結果として、経済再生・労働参加進展シナリオでは、2020年に2.0%ポイント、2030年に1.5%ポイントの労働力率押し上げ効果がある⁵⁰⁾。

⁴⁷⁾ 2007年10月以降に前職を辞めた離職非就業者。

⁴⁸⁾ ここでは、将来も第1子、第2子及び第3子の出生数の割合が変化しないと想定しているが、実際は第2子、第3子と比べ第1子の出生数の割合が高くなると見込まれるため、より正確には出産前後の継続就業割合の平均値は63.0%よりも若干高くなると予想される。

⁴⁹⁾ 出産前後の継続就業割合は、25～29歳の女性のみを対象としたものではない。したがって、出産前後の離職割合の減少分 δ は、25～29歳以外の年齢階級も含む平均値である。

⁵⁰⁾ 女性の第1子出産前後の継続就業割合が2020年以降一定で推移することを想定しているため、2020年と比較して両立環境整備による押し上げ効果を考慮しない場合の労働力率が高くなる2030年ほど両立環境整備による労働力率押し上げ効果は小さくなる。

エ 短時間勤務制度普及等による継続就業率の向上⁵¹

男性及び女性（有配偶）の65～69歳については、短時間勤務制度の普及等によって制度未整備による離職が解消され、継続就業率が上昇する分だけ労働力率が押し上げられると考える。65～69歳の就業環境を整備する手段として、短時間勤務制度だけではないが、本研究では、データの制約上、前職が正規の職員・従業員であった者のみを対象に短時間勤務制度普及による労働力率上昇効果を考慮している。

短時間勤務制度が普及しない場合（本研究で想定する短時間勤務制度の普及等による労働力率押し上げ効果を考慮しない場合）におけるt期の労働力率を R_t^b %（非労働力率を NR_t^b %）、短時間勤務制度の未整備による離職割合を γ 、t期の短時間勤務制度の未整備による離職割合の減少分を δ_t 、非労働力人口に占める前職が雇用者であった者の割合を κ とすると、短時間勤務制度が普及する場合におけるt期の労働力率 R_t^a %（非労働力率を NR_t^a %）は以下のように表される⁵²。 NR_t^b が、非労働力人口 nr に占める前職が正規の職員・従業員である無業者のうち短時間勤務制度未整備による離職者数 nr_e^b の割合 $\gamma\kappa$ が減少する分だけ減少し、 NR_t^a になる。 δ_t は短時間勤務制度の普及によって減少する変数であり、0～1の値をとる。短時間勤務制度が普及していないモデル計算の初期時点（t=2012年）では $\delta_t=1$ であり、このとき $R_t^a=R_t^b$ （ $NR_t^a=NR_t^b$ ）となる。

$$\begin{aligned} R_t^a &= 100 - NR_t^a \\ &= 100 - NR_t^b \frac{nr_e^b \delta_t + nr_e^o + nr_n}{nr_e} \frac{nr_e}{nr} \\ &= 100 - NR_t^b (1 + \gamma\kappa(\delta_t - 1)) \\ &= R_t^b + \gamma\kappa(\delta_t - 1)(R_t^b - 100) \end{aligned}$$

ただし、 nr_e^b ：前職が正規の職員・従業員である無業者のうち短時間勤務制度未整備による離職者数

nr_e^o ：前職が正規の職員・従業員である無業者のうち短時間勤務制度未整備以外の理由による離職者数

⁵¹ 2012年推計では、60～64歳から65～69歳にかけての労働力率の低下分に60歳以上の就業継続に必要な措置として短時間勤務ができるようにすることと回答した人の割合を乗じた分を短時間勤務制度普及等による継続就業率の向上効果として考慮している。60～64歳から65～69歳にかけての労働力率の低下分は、60～64歳から65～69歳にかけての非労働力人口の比率の上昇分に相当するため、これに60歳以上の就業継続に必要な措置として短時間勤務ができるようにすることと回答した人の割合を乗じると、60～64歳の非労働力人口の比率にも60歳以上の就業継続に必要な措置として短時間勤務ができるようにすることと回答した人の割合を乗じることになり適当ではない。本研究では、この問題に対処している。他の相違点として、本研究では、2012年推計で使用しているデータよりも新しい調査結果である労働政策研究・研修機構「『団塊の世代』の就業と生活ビジョン」フォローアップ調査（2008年実施）のデータを使用しているが、対象は前職が正規の職員・従業員であった者に限定されている。

⁵² 非労働力人口（前職離職や前期無業等）の状況はモデル計算の初期時点で固定し、失業者の動向は考慮していない。

nr_e : 前職が正規の職員・従業員である無業者数 ($nr_e = nr_e^b + nr_e^o$)

nr_n : 前期も無業であった等の無業者数⁵³

nr : 非労働力人口 ($nr = nr_e + nr_n$)

$$\gamma = \frac{nr_e^b}{nr_e}, \quad \kappa = \frac{nr_e}{nr}$$

労働政策研究・研修機構による「『団塊の世代』の就業と生活ビジョン」フォローアップ調査（2008年実施）」における60歳以上の就業継続に必要な措置として短時間勤務ができるようにすることと回答した人（2006年調査時に60歳定年制の企業に雇用されていた正社員）の割合が男性11.0%、女性14.1%であることから、短時間勤務制度等普及しない場合に離職すると考えられる割合を男性 $\gamma=0.110$ 、女性 $\gamma=0.141$ とする⁵⁴。

また、総務省「就業構造基本調査（2012年）」における65～69歳の男性及び女性の無業者に占める前職が正規の職員・従業員である無業者割合が、それぞれ男性21.4%、女性4.1%であることから、男性 $\kappa=0.214$ 、女性 $\kappa=0.041$ とする。

γ 及び κ は将来も一定であり、 δ_t は2012年の1から2030年には0まで減少すると想定する。つまり、65～69歳の短時間勤務制度未整備による離職が、2030年にはなくなると想定している。中間年の δ_t は、直線で補間する。結果として、経済再生・労働参加進展シナリオでは、2030年に男性0.8%ポイント、女性0.4%ポイントの労働力率押し上げ効果がある。

オ マッチング効率改善による若年層の就業促進（高卒及び大卒就職率の上昇）⁵⁵

マッチング効率の改善により高卒及び大卒就職率が上昇し、これに伴い若年層（15～19歳及び20～24歳）の就業率が向上すると想定する。この効果は、労働力率に換算せず、若年者の完全失業率を押し下げる効果として扱う。つまり、労働力率関数の定数項を押し上げるのではなく、後述する労働力需給調整ブロックにおける失業率関数の定数項を押し下げる直接的な政策効果と考える。

雇用政策によって労働力需給のマッチング効率が改善し、高卒及び大卒就職率が上昇する場合の就業率向上効果は、次のように推計する。高卒及び大卒就職者数は、それぞれ以下のような5つの要素に分解することができる。

⁵³ 前職が自営業主、家族従業者及び非正規の職員・従業員である無業者数は明示的に考慮しておらず、前期も無業であった等の無業者数に含めている。

⁵⁴ 60歳以上の就業継続に必要な措置として短時間勤務ができるようにすることと回答した者の数を60歳以上の就業継続に必要な措置別回答者数の合計で除して算出している。この問いは複数回答が可能であるため、60歳以上の就業継続に必要な措置別回答者数の合計は実際の回答者数を上回る。

⁵⁵ 2012年推計では、大卒就職率の上昇効果のみ考慮している。

$$\begin{aligned} \text{高卒就職者数} &= \frac{\text{就職者数}}{\text{高等学校卒業生数}} \times \frac{\text{高等学校卒業生数}}{\text{高等学校進学率(3年前)}} \\ &\quad \times \frac{\text{高等学校進学率(3年前)}}{\text{小学校卒業生数(6年前)}} \times \frac{\text{小学校卒業生数(6年前)}}{10-14\text{歳人口(6年前)}} \times 10-14\text{歳人口(6年前)} \\ &= \text{高卒就職率} \times \text{高等学校卒業率} \\ &\quad \times \text{高等学校進学率(3年前)} \times \text{進学対象人口割合(6年前)} \times 10-14\text{歳人口(6年前)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{大卒就職者数} &= \frac{\text{就職者数}}{\text{大学卒業生数}} \times \frac{\text{大学卒業生数}}{\text{大学進学率(4年前)}} \\ &\quad \times \frac{\text{大学進学率(4年前)}}{\text{中学卒業生数(7年前)}} \times \frac{\text{中学卒業生数(7年前)}}{15-19\text{歳人口(7年前)}} \times 15-19\text{歳人口(7年前)} \\ &= \text{大卒就職率} \times \text{大学卒業率} \\ &\quad \times \text{大学進学率(過年度高卒者込,4年前)} \times \text{進学対象人口割合(7年前)} \times 15-19\text{歳人口(7年前)} \end{aligned}$$

高校及び大学卒業率、並びに進学対象人口割合が将来においても一定であると仮定すると、将来の高卒及び大卒就職者数は、高卒及び大卒就職率、高校及び大学進学率、並びに10～14歳及び15～19歳人口から決定されることになる。

$$\text{高卒就職者数} = \text{高卒就職率} \times \text{高等学校進学率(3年前)} \times 10-14\text{歳人口(6年前)} \times \text{定数1}$$

$$\text{大卒就職者数} = \text{大卒就職率} \times \text{大学進学率(過年度高卒者込,4年前)} \times 15-19\text{歳人口(7年前)} \times \text{定数2}$$

このうち高卒及び大卒就職率は、政策目標値を設定する変数と考える。高校及び大学進学率については、労働力率関数の説明変数としても使用しているが、後者は大学・短大の現役進学率であるため、その将来値を直ちに適用することはできない。そこで、大学・短大の現役進学率をスカラー倍（2012年における両者の比）したものが大学進学率（過年度高卒者等を含む）であると仮定し、大学・短大の現役進学率の将来想定値を大学進学率（過年度高卒者等を含む）のそれに変換する。10～14歳及び15～19歳人口には、「日本の将来推計人口（2012年1月出生・死亡中位推計）」の値を使用する。したがって、高卒及び大卒就職率が1%ポイント上昇する効果は、時点によって異なるということになる。なお、定数については、2012年時点で上式が成り立つように逆算する（表3-3-9）。

表 3-3-9 高卒及び大卒就業率上昇による就業率向上効果推計に使用する定数

	高卒就職率上昇効果推計用			大卒就職率上昇効果推計用		
	2012年度			2012年度		
	高校卒業者数 (人)	就職率 (%)	就職者数 (人)	大学卒業者数 (人)	就職率 (%)	就職者数 (人)
全体	1088127	17.0	184649	558853	67.3	375959
男性	547337	20.3	111091	308817	62.3	192394
女性	540790	13.6	73558	250036	73.4	183565
	2009年度	2006年	定数1(推計)	2008年度	2005年	定数2(推計)
	高等学校等への進学率(%) (通信制課程(本科)を除く)	10-14歳人口 (千人)		大学(学部)への進学率(%) (過年度高卒者等を含む)	15-19歳人口 (千人)	
全体	96.3	6007		49.1	6592	
男性	96.2	3079	0.185	55.2	3389	0.165
女性	96.5	2928	0.191	42.6	3203	0.183

注) 高校及び大学の卒業者数、就職者数、進学率、就職率：文部科学省「学校基本調査」、10～14歳及び15～19歳人口：総務省「人口推計」(10月1日現在人口)

2011年度の高校及び大学卒業者の2012年4月1日現在における就職率は、高卒の男性及び女性がそれぞれ20.3%及び13.6%、大卒の男性及び女性がそれぞれ62.3%及び73.4%である(文部科学省「学校基本調査」速報値)。一方、近年でもっとも高い高卒及び大卒就職率である2008年4月1日現在では、それぞれ高卒の男性が21.8%、女性が16.1%、大卒の男性が66.4%、女性が74.6%である。ここで、労働力需給のマッチング効率を改善させる政策が実施されれば、両時点の差分程度は就職率を向上させるポテンシャルがあると想定する。

したがって、政策実施によって高卒就職率は、男性が1.5%ポイント、女性が2.5%ポイント、大卒就職率は、男性が4.1%ポイント、女性が1.2%ポイント(2020年までの中間年は直線補間。2021年以降は2020年値で一定。)それぞれ改善されることとなり、これを上式に代入すれば、高卒及び大卒就職者数の増分を得ることができる。高卒及び大卒就職者数の増分はすべて就業者になるため、就業率の向上分はこの増分をそれぞれ15～19歳人口及び20～24歳人口で除して算出する。結果として、15～19歳の就業率を2020年では男性0.27%ポイント、女性0.47%ポイント、2030年では男性0.28%ポイント、女性0.47%ポイント、それぞれ向上させる。また、20～24歳の就業率を2020年では男性0.41%ポイント、女性0.11%ポイント、2030年では男性0.43%ポイント、女性0.12%ポイント、それぞれ向上させる。ここでは労働力需給のマッチング効率を改善させる政策が実施されない場合には、政策による就職者の増分に該当する者は失業状態になると考えるため、政策実施によって就業率は向上するが、労働力率は変化しないと想定する。

労働力需給モデルにおける操作は、就業率向上分を内生的に決定される15～19歳及び20～24歳の労働力率で除し、15～19歳及び20～24歳の完全失業率から差し引く。

第4節 労働力需給調整ブロック

1. 労働力需給調整ブロックにおける推計の概要

労働力需給調整ブロックでは、賃金上昇率を媒介に労働力需要と労働力供給の調整が行われる（ステップ1～3）。同ブロックにおいては、有効求人倍率から賃金上昇率を推計する経路（ステップ2-1）、及び有効求人倍率から完全失業率を推計する経路（ステップ2-2）の2つの経路がある。

ステップ1（有効求人倍率（年齢計）の推計）

労働力需要ブロックで求められる労働力需要の産業計、及び労働力供給ブロックで求められる労働力人口の性・年齢階級計の比率（労働力需給倍率）を算出し、過去の実績データから導出された関係式より、労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）を決定する。

ステップ2（賃金上昇率及び完全失業率の推計）

ステップ2-1（賃金上昇率の推計）

ステップ1から先が2つの経路に分かれるが、1つ目の経路は、フィリップス曲線の考え方を応用して、有効求人倍率（年齢計）から賃金上昇率を求める。具体的には、賃金上昇率（産業計）を被説明変数、有効求人倍率（年齢計）、消費者物価変化率、及び交易条件（輸出物価指数／輸入物価指数）を説明変数とする関係式を推定し、先に決定された有効求人倍率（年齢計）及び説明変数の将来値を与えて賃金上昇率を求める。

ステップ2-2（性・年齢階級別完全失業率の推計）

2つ目の経路は、有効求人倍率（年齢計）を年齢階級別有効求人倍率に変換し、さらに性・年齢階級別の完全失業率を決定する。まず、年齢階級別有効求人倍率を被説明変数、有効求人倍率（年齢計）を説明変数とする関係式を推定し、先に決定された有効求人倍率（年齢計）を年齢階級別有効求人倍率に変換する。次に、性・年齢階級別完全失業率を被説明変数、年齢階級別有効求人倍率を説明変数とする関係式を推定し、年齢階級別有効求人倍率から性・年齢階級別完全失業率を求める。

ステップ3 (モデル計算の収束及び就業者数の推計)

労働力需給調整ブロックで決定された賃金上昇率は、労働力需要ブロックにおける労働力需要関数、及び労働力供給ブロックにおける労働力率関数の説明変数としてそれぞれフィードバックされ、再び産業別労働力需要及び性・年齢階級別労働力人口が推計されるという繰り返し計算を行う。賃金上昇率がフィードバックの前後で一致した状態をモデル計算が収束したとみなし、その時点での性・年齢階級別完全失業率及び労働力人口から就業者数を求める。

2. 労働力需給調整ブロックを構成する関数の推定⁵⁶

(1) 労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）への変換式

有効求人倍率（年齢計）を被説明変数、労働力需給倍率（労働力需要（産業計）／労働力人口（性・年齢階級計）、労働力需要の実績値は就業者数（産業計））を説明変数とする以下の変換式を推定する。

$$K(t) = const. + eDS(t) + \varepsilon(t)$$

ただし、

K : 有効求人倍率（年齢計）

DS : 労働力需給倍率（労働力需要（産業計）／労働力人口（性・年齢階級計））

ε : 攪乱項

推定に使用したデータの資料出典は、就業者数（労働力需要）及び労働力人口が総務省「労働力調査」、有効求人倍率が厚生労働省「一般職業紹介状況(職業安定業務統計)」におけるパートを含む常用の年齢階級別有効求人倍率の年齢計である。推定期間は1993～2012年であり、推定方法は2SLS（二段階最小二乗法）である。説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。

推定結果は、表3-4-1の通りである。なお、説明変数である労働力需給倍率の将来値は、労働力需要ブロックの労働力需要（産業計）、及び労働力供給ブロックの労働力人口（性・年齢階級計）から内生的に決定される。

⁵⁶ 本節で推定される関数において、推定期間のうち前後のトレンドから判断して外れ値にあたる年次については、年次ダミー変数を入れてその影響を排除している。各関数に用いられた年次ダミー変数の年次については、以下の通りである。労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）への変換式については、2004、2005、2006、2007、2008年である。賃金上昇率関数については、1993、1996、2004、2006、2007年である。そして、失業率関数については、男性・20～24歳が2008年、男性・40～44歳が2008年、男性・65歳以上が2010年、女性・55～59歳が2008年、及び女性・65歳以上が2008年である。

表 3-4-1 労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）への変換式の推定結果

	定数項	需給倍率	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
求人倍率	-4.609 (2.228) **	5.432 (2.326) **	yes	0.806	1.445	1993-2012 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 9.262 ***				
Test of Overidentification	2.354					
Test of Exogeneity	F= 7.172 **					

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

(2) 賃金上昇率関数

労働力需給モデルは、賃金上昇率が労働力の需給調整を行う構造になっている。賃金上昇率と労働力需給との関係を捉えるために、フィリップス曲線の考え方を応用した賃金上昇率関数を推定する。賃金上昇率（産業計）を被説明変数、有効求人倍率（年齢計）、消費者物価変化率、及び交易条件（輸出物価指数／輸入物価指数）を説明変数としている。近年、有効求人倍率が上昇しているのにも関わらず、賃金が増えない状況が観察されるため、交易条件の悪化が賃金を抑制する影響も考慮している。

$$DWT(t) = const. + fK(t) + gDCPI(t) + hTC(t) + \varepsilon(t)$$

ただし、

DWT : 賃金上昇率（産業計）

K : 有効求人倍率（年齢計）

$DCPI$: 消費者物価変化率

TC : 交易条件（輸出物価指数／輸入物価指数）

ε : 攪乱項

推定に使用したデータの資料出典は、賃金上昇率が厚生労働省「賃金構造基本統計調査」におけるきまって支給する現金給与額（産業計・一般労働者、企業規模 10 人以上の民営）、有効求人倍率が厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」、消費者物価変化率が総務省「消費者物価指数」における総合指数、及び輸出・輸入物価指数が日本銀行「企業物価指数」における円ベースである。推定期間は 1986～2012 年であり、説明変数の外生性が満たされたため、推定方法は OLS（最小二乗法）である⁵⁷。

⁵⁷ 他の定式化の候補として、消費者物価変化率のラグ付き変数を説明変数とする、 Chow 検定によって構造変化の発生時点を特定した上で係数ダミーを説明変数に加える、操作変数として説明変数のラグ付き変数だけでなくマネーサプライを加えるといったことを試みたが、いずれも有意な係数を得ることができなかった。

推定結果は、表 3-4-2 の通りである。

表 3-4-2 賃金上昇率関数の推定結果

	定数項	有効求人倍率	CPI変化率	交易条件	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
賃金上昇率	-0.038 (0.011) ***	0.040 (0.010) ***	0.517 (0.243) **	0.000178 (0.000) **	yes	0.880	1.893	1986-2012 OLS
Test of Weak Instruments		F= 15.971 ***	F= 5.904 ***	F= 51.549 ***				
Test of Overidentification	1.688							
Test of Exogeneity	F= 0.203							

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

説明変数である有効求人倍率（年齢計）の将来値は、本節 2.(1)の変換式より内生的に決定される。消費者物価指数変化率は、第 2 節 2.(2)アにおける想定に基づいている。交易条件の将来値については、日本経済研究センター「第 39 回中期経済予測」の推計結果から輸出デフレーター及び輸入デフレータの比率を求め、その平均変化率で交易条件の実績値を延長推計している。

(3) 有効求人倍率（年齢計）から年齢階級別有効求人倍率への変換式

性・年齢階級別失業率を推計する際に、それぞれの年齢階級に対応した有効求人倍率を説明変数に用いている。そのため、本節 2.(1)で決定された有効求人倍率（年齢計）を年齢階級別に変換する関係式を推定する。

$$AK_j(t) = const. + l_j K(t) + \varepsilon(t)$$

ただし、

AK_j : 第 j 年齢階級の有効求人倍率

K : 有効求人倍率（年齢計）

ε : 攪乱項

推定に使用した有効求人倍率の資料出典は、厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」である。ただし、年齢階級別有効求人倍率は、パートを含む常用のものであり、就職機会積み上げ方式のデータを使用している⁵⁸。推定期間は概ね 2005～2012 年（月次データを Cochrane-Orcutt（コ克蘭=オーカット）法⁵⁹によ

⁵⁸ 厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」によれば、就職機会積み上げ方式とは以下のような方法で算出された有効求人倍率である。個々の求人について、求人数を対象となる年齢階級の総月間有効求職者数で除して当該求人に係る求職者 1 人当たりの就職機会を算定し、全有効求人についてこの就職機会を足し上げることにより、年齢別有効求人倍率を算出する。年齢別月間有効求職者数は、年齢別有効求人倍率に年齢別月間有効求職者数を乗じて算出する。なお、就職機会積み上げ方式の集計データは、2005 年以降のデータしか入手できない。

⁵⁹ OLS による推定において、誤差項の系列相関が存在すると、推定量が最小分散の不偏推定量（BLUE）にはならない。系列相関への対処法の 1 つがコ克蘭=オーカット法による変数変換であり、誤差項の自

って変数変換したものであり、季節調整は行っていない) である。説明変数の外生性が満たされないと判断された場合には、2SLS (二段階最小二乗法) による推定を行っているが、その際には、説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。説明変数の外生性が満たされる場合には、OLS (最小二乗法) による推定である。

推定結果は、表 3-4-3 の通りである。なお、説明変数である有効求人倍率 (年齢計) の将来値は、本節 2.(1)における式より内生的に決定される。

己回帰係数を使って被説明変数及び説明変数の変数変換を行う。たとえば、誤差項の自己回帰係数を ρ とすると、変数 $X(t)$ を $X(t) - \rho X(t-1)$ のように変換する。

表 3-4-3 有効求人倍率（年齢計）から年齢階級別有効求人倍率への変換式の推定結果

	定数項	有効求人倍率	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
15-19歳	0.127 (0.008) ***	0.687 (0.017) ***	0.947	2.573	2005-2012 monthly data OLS
Test of Weak Instruments		F= 41.838 ***			
Test of Overidentification	1.368				
Test of Exogeneity	F= 0.880				
20-24歳	-0.066 (0.015) ***	1.299 (0.039) ***	0.977	1.768	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 13.148 ***			
Test of Overidentification	0.596				
Test of Exogeneity	F= 7.945 ***				
25-29歳	0.029 (0.050)	1.113 (0.127) ***	0.970	1.063	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 2.295 *			
Test of Overidentification	0.219				
Test of Exogeneity	F= 6.813 **				
30-34歳	-0.013 (0.031)	1.208 (0.079) ***	0.970	1.408	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 4.198 ***			
Test of Overidentification	0.560				
Test of Exogeneity	F= 4.115 **				
35-39歳	-0.017 (0.018)	1.141 (0.045) ***	0.988	0.672	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 4.166 ***			
Test of Overidentification	1.352				
Test of Exogeneity	F= 3.329 *				
40-44歳	-0.054 (0.011) ***	1.100 (0.026) ***	0.990	2.538	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 12.714 ***			
Test of Overidentification	0.476				
Test of Exogeneity	F= 51.855 ***				
45-49歳	0.050 (0.007) ***	0.738 (0.017) ***	0.985	1.101	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 21.034 ***			
Test of Overidentification	0.035				
Test of Exogeneity	F= 15.926 ***				
50-54歳	0.080 (0.008) ***	0.610 (0.018) ***	0.924	0.548	2005-2012 monthly data OLS
Test of Weak Instruments		F= 10.212 ***			
Test of Overidentification	2.249				
Test of Exogeneity	F= 0.611				
55-59歳	0.128 (0.012) ***	0.450 (0.026) ***	0.760	0.386	2005-2012 monthly data OLS
Test of Weak Instruments		F= 11.802 ***			
Test of Overidentification	2.030				
Test of Exogeneity	F= 0.747				
60-64歳	0.082 (0.024) ***	0.549 (0.061) ***	0.750	0.514	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 8.971 ***			
Test of Overidentification	2.264				
Test of Exogeneity	F= 3.068 *				
65歳以上	0.052 (0.045)	0.685 (0.113) ***	0.574	0.849	2005-2012 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 6.201 ***			
Test of Overidentification	1.297				
Test of Exogeneity	F= 8.622 ***				

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

(4) 失業率関数

性・年齢階級別完全失業率を被説明変数、年齢階級別有効求人倍率を説明変数とする関係式を推定する。失業率関数の推定に当たっては、労働力率推定の際と同様、説明変数の動きによって完全失業率が100%を上回る、あるいは0%を下回ることを避けるため、完全失業率をロジット変換している。ロジット変換前の完全失業率を U (%)、変換後の完全失業率を u とすると、変換の方法は次式の通りである。

$$u = \ln(U/(100-U))$$

したがって、推定する失業率関数の関数形は以下の通りである。

$$u_{ij}(t) = \text{const.} + m_{ij}AK_j(t) + \varepsilon(t)$$

ただし、

u_{ij} : 第 i 性・第 j 年齢階級の完全失業率

AK_j : 第 j 年齢階級の有効求人倍率

ε : 攪乱項

推定に使用したデータの資料出典は、完全失業率が総務省「労働力調査」、有効求人倍率が厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」である。ただし、年齢階級別有効求人倍率（年計）は、パートを含む常用のものであり、就職機会積み上げ方式のデータを使用している。推定期間は概ね2005～2012年であり、推定方法はOLS（最小二乗法）である。

推定結果は、表3-4-4の通りである。なお、説明変数である年齢階級別有効求人倍率の将来値は、本節2.(3)における式より内生的に決定される。

表 3-4-4 失業率関数の推定結果

	定数項	求人倍率	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
男性						
15-19歳	-1.822 (0.150) ***	-0.470 (0.194) *	no	0.411	2.205	2005-2012 OLS
20-24歳	-2.074 (0.067) ***	-0.282 (0.079) **	yes	0.798	2.187	2005-2012 OLS
25-29歳	-2.367 (0.060) ***	-0.290 (0.063) ***	no	0.742	1.559	2005-2012 OLS
30-34歳	-2.692 (0.062) ***	-0.357 (0.066) ***	no	0.801	2.334	2005-2012 OLS
35-39歳	-2.894 (0.069) ***	-0.401 (0.079) ***	no	0.779	1.663	2005-2012 OLS
40-44歳	-2.867 (0.061) ***	-0.640 (0.081) ***	yes	0.912	1.430	2005-2012 OLS
45-49歳	-2.872 (0.063) ***	-0.815 (0.095) ***	no	0.913	2.810	2005-2012 OLS
50-54歳	-2.892 (0.071) ***	-0.699 (0.113) ***	no	0.841	1.678	2005-2012 OLS
55-59歳	-2.626 (0.108) ***	-0.851 (0.183) ***	no	0.747	1.595	2005-2012 OLS
60-64歳	-2.284 (0.104) ***	-0.879 (0.181) ***	no	0.763	1.979	2005-2012 OLS
65歳以上	-3.023 (0.220) ***	-0.816 (0.335) *	yes	0.521	1.250	2006-2012 OLS
女性						
15-19歳	-2.204 (0.226) ***	-0.443 (0.303)	no	0.186	2.412	2007-2012 OLS
20-24歳	-2.371 (0.051) ***	-0.228 (0.057) ***	no	0.682	2.523	2005-2012 OLS
25-29歳	-2.637 (0.029) ***	-0.196 (0.032) ***	no	0.857	1.961	2006-2012 OLS
30-34歳	-2.716 (0.060) ***	-0.206 (0.064) **	no	0.704	2.530	2006-2010 OLS
35-39歳	-2.823 (0.078) ***	-0.251 (0.090) **	no	0.493	1.653	2005-2012 OLS
40-44歳	-2.767 (0.081) ***	-0.585 (0.106) ***	no	0.807	1.348	2005-2012 OLS
45-49歳	-2.729 (0.098) ***	-1.020 (0.147) ***	no	0.871	1.220	2005-2012 OLS
50-54歳	-2.960 (0.070) ***	-0.910 (0.113) ***	no	0.914	2.874	2005-2011 OLS
55-59歳	-3.024 (0.185) ***	-0.969 (0.332) **	yes	0.502	1.621	2005-2012 OLS
60-64歳	-2.844 (0.111) ***	-1.011 (0.188) ***	no	0.823	1.449	2006-2012 OLS
65歳以上	-3.597 (0.160) ***	-1.381 (0.280) **	yes	0.871	2.347	2007-2011 OLS

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。