

マクロ経済モデルを用いた
不動産市場とマクロ経済に関する計量分析業務
報告書

平成 26 年 3 月
国土交通省 土地・建設産業局 企画課

—目次—

I. 経済政策が不動産市場に与える影響	I - 1
II. 地価と土地取引量の関係に関する分析	II - 1
III. 平成 25 年度マクロ経済モデルの概要	III - 1
IV. 平成 25 年度マクロ経済モデルの方程式体系	IV - 1
V. 平成 25 年度マクロ経済モデルにおける変数	V - 1

はじめに

1990年代初めのバブル崩壊後、地価は一時期を除き下落基調にある。その一方で、不動産市場においては、不動産証券化の進展等を背景に、金融市場の動向が地価等の資産価格の形成に大きな影響を与えるようになってきている。また、2000年代に欧米で発生した住宅バブルとその崩壊が世界金融危機を招いたことにより、資産価格の変動に対する世界的な関心が高まっている。

このような状況を踏まえると、今後我が国の不動産市場を安定的に発展させていくためには、資産価格変動等の不動産市場の変化とマクロ経済の動向が相互に与える影響について分析することが必要であることから、本業務では、不動産市場を考慮した精緻なマクロ経済モデルを構築するとともに、これを用いた土地政策の効果分析やシミュレーションを行うことを通じて、よりの確な土地政策の推進を図ることを目的とする。

本報告書の構成は以下の通りである。第Ⅰ章では、現下の経済政策、いわゆる「アベノミクス」が不動産市場に与える影響を考察する。第Ⅱ章では、都道府県別のパネルデータを用いて地価と土地取引件数の関係を分析する。第Ⅲ章では、平成25年度国土交通省マクロ経済モデル（以下、単に「平成25年度モデル」という。）の概要や昨年度モデルからの変更点や今後の課題等を取りまとめる。第Ⅳ章では、平成25年度モデルの方程式体系を説明する。第Ⅴ章では、平成25年度モデルで使用した変数を説明する。

I. 経済政策が不動産市場に与える影響

現下の経済政策は、①大胆な金融政策、②機動的な財政政策、③民間投資を促す成長戦略を柱とする政策パッケージであり、「アベノミクス」と呼ばれている。「3本の矢」と呼ばれるこれらの政策のうち、特に金融政策については大幅な変更がなされた¹。

不動産市場を所管する国土交通省としては、今回の経済政策、特に金融政策が不動産市場に与える影響とその経路についての知見を蓄積させるとともに、経済政策の効果を見極めるために主要な経済指標等を定点観測しておくことは極めて重要である。

本章では、まず「3本の矢」と呼ばれる経済政策の概要を整理した上で、有識者ヒアリング等を通じて整理した政策の波及チャネルを説明する。その上で、平成25年に主要なデータがどのように変化したかを確認する。

¹ 『平成25年度 年次経済財政報告』（内閣府）でも、「金融政策のレジーム転換」と評している。

1. 「3本の矢」の概要

金融政策については、平成25年1月22日の金融政策決定会合で「2%の物価安定目標」（いわゆるインフレ目標）を導入し、さらに日本銀行の総裁及び副総裁交代直後の決定会合である4月4日には「量的・質的金融緩和」が導入された。「量的・質的金融緩和」とは、2%の目標を達成するために、マネタリーベースを2年間で2倍の規模に増加させる政策のことである。マネタリーベース増加の手段として、長期国債の買入額を大幅に増加させるほか、リスク資産であるETFやJ-REITの買入額も増加させることなどが決められている。

図表 日本銀行のバランスシートの見通し（4月4日公表分）

	12年末 (実績)	13年末 (見通し)	14年末 (見通し)
マネタリーベース	138	200	270
(バランスシート項目の内訳)			
長期国債	89	140	190
CP等	2.1	2.2	2.2
社債等	2.9	3.2	3.2
ETF	1.5	2.5	3.5
J-REIT	0.11	0.14	0.17
貸出支援基金	3.3	13	18
その他資産計	158	220	290
銀行券	87	88	90
当座預金	47	107	175
その他とも負債・純資産計	158	220	290

出所) 日本銀行『『量的・質的金融緩和』の導入について』から抜粋

財政政策については、平成25年1月15日に平成24年度補正予算案として10.3兆円(財政支出ベース)の緊急経済対策が閣議決定された。これと平成25年度予算をあわせて「15ヶ月予算」として一体的に運営することで、需給ギャップの縮小が図られた。

成長戦略については、産業競争力会議及び規制改革会議の議論を通じて規制緩和や市場開放といった供給面の改革のほか、インフラ輸出推進に代表される新規需要の創造を企図した政策が採られている。

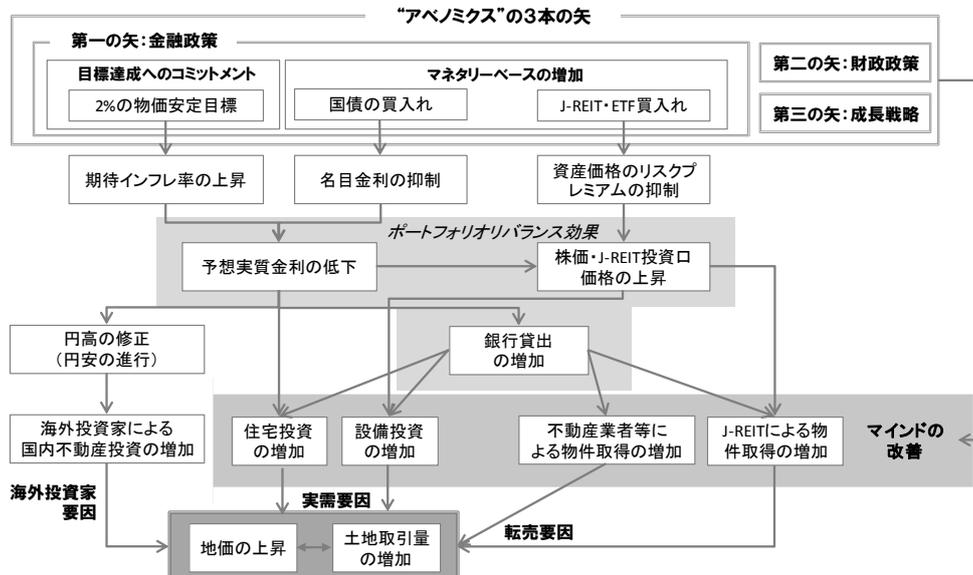
2. 「3本の矢」の波及チャネルと不動産市場への影響

下の図表は、安倍政権による経済政策「3本の矢」のうち、主として金融政策を中心とした波及経路を整理したものである²。金融政策については、「2%」という目標設定と多額の国債買入れを通じてインフレ期待の醸成と同時に名目金利を抑制することで、予想実質金利を引き下げるとするのが第一の経路である。第二の経路としては、J-REIT や ETF の買入を通じて、資産価格に含まれるリスクプレミアムを抑制するものである。これらを通じて、国債を保有する銀行や機関投資家が、国債以外のリスク資産（貸出を含む）へ資金を振り向ける「ポートフォリオバランス効果」が期待されている。

金融市場におけるこれらの変化が不動産市場（土地市場）に与えるチャネルは以下の通りと考えられる。第一に、過度な円高が修正され、ドル建でみた日本の不動産が割安になった結果、海外投資家による国内不動産の取得が活性化される可能性がある（海外投資家要因）。第二に、家計や企業の住宅投資・設備投資を増加させることで、土地の売買が活性化される（実需要要因）。第三に、銀行の貸出態度軟化や、J-REIT の投資口価格の上昇によって不動産業者や J-REIT による物件取得も活発化する可能性も高い（転売要因・J-REIT 要因）。

加えて、「3本の矢」を同時に実行し、政権全体としてデフレ脱却に対するコミットメントの強さを打ち出すことで、家計や企業をはじめとする経済主体のマインドを改善させる効果も重要である。

図表 「3本の矢」と不動産市場の関係



² この図表は、日本銀行の公表資料のほか、以下に示す有識者からの助言を踏まえて作成した。本業務では、井出多加子氏（成蹊大学）、小川一夫氏（大阪大学）、倉橋透氏（獨協大学）、清水千弘氏（麗澤大学）、中里透氏（上智大学）の各氏にご協力を頂いた。

3. 現時点の状況

ここでは、平成 25 年における経済環境の変化を主要な経済指標を用いて確認する。

まず、金融政策運営については順調に進捗していると考えられる。長期国債の保有残高が 6 割程度増加し、平成 25 年 12 月末時点で 142 兆円まで増加した。J-REIT や ETF も同様で、順調に買入が進んでいることが窺える。これにより、政策目標であるマネタリーベースは 200 兆円近くまで上昇した。

金融政策の変更によって、金融市場が大きく反応したことがわかる。特に、この 1 年間で日経平均株価は約 6 割、東証 REIT 指数は約 4 割上昇したほか、為替レートは 2 割の円安が進んだ。10 年物国債利回りも、平成 25 年 12 月末時点では 0.74% の水準だが、後掲のグラフに示した通り「量的・質的金融緩和」の導入直後は 0.44% まで低下するなど、政策効果が着実に浸透していることがわかる。

銀行貸出残高については、全体としては 3%、不動産業向け貸出は 1% と微増であるなど、金融市場と比較すると政策の浸透度合いは相対的に低いといえよう。

実体経済については、実質 GDP が約 3% 増加するなど、比較的高い伸びを見せた。項目別にみると、民間企業設備投資は 1% の増加に留まった一方で、住宅投資や公共投資がそれぞれ 10%、20% と大幅に増加した。住宅投資の増加は、消費増税前の駆け込み需要による面が大きいと思われるため、今後も持続的かどうかは不明である。公共投資の増加は、2 本目の矢である「機動的な財政政策」の予算執行が進んだことによる。物価面では、CPI 上昇率がマイナス 0.1% からプラス 0.4% に改善した。2% の目標とは開きがあるものの、デフレ脱却の方向に向かっていることがわかる。

不動産市場においては、まず土地取引件数が 6% 上昇したほか、J-REIT による物件取得額が 183% と大幅に増加するなど、市場が活性化していることがわかる。地価についても、三大都市圏で住宅地・商業地ともに上昇に転じたことに加え、下落が続いている地方圏においてもその下落幅は縮小しており、総体的にみて上向き基調にあることが窺える。

図表 主な指標の変化

分類	データ名	平成 25 年 1 月	平成 25 年 12 月
金融 政策	長期国債保有残高	89 兆円	142 兆円(+59%)
	J-REIT 保有残高	0.11 兆円	0.14 兆円(+27%)
	ETF 保有残高	1.5 兆円	2.5 兆円(+70%)
	マネタリーベース	134 兆円	197 兆円(+47%)
金融 市場	10 年物国債利回り	0.79%	0.74%(▲0.5%P)
	日経平均株価	10,395 円	16,291 円(+57%)
	東証 REIT 指数	1,115	1,515(+36%)
	円・ドルレート	87 円/ドル	105 円/ドル(21%)
銀行 貸出	銀行貸出残高(全体)	424 兆円	436 兆円(+3%)
	銀行貸出残高(不動産業向け)	60 兆円	61 兆円(+1%)
	銀行貸出残高(住宅ローン)	109 兆円	112 兆円(+3%)
実体 経済	実質設備投資 ^(注1)	68 兆円	69 兆円(+1%)
	実質住宅投資 ^(注1)	14 兆円	15 兆円(+10%)
	実質政府消費 ^(注1)	101 兆円	103 兆円(+2%)
	実質公共投資 ^(注1)	20 兆円	24 兆円(21%)
	実質 GDP ^(注1)	515 兆円	528 兆円(+3%)
	CPI(生鮮食品除く)前年同期比	▲0.1%	0.4%
不動産 市場	土地取引件数 ^(注2)	120 万件	128 万件(+6%)
	JREIT 物件取得額 ^(注2)	7,879 億円	22,334 億円(+183%)
	地価公示変動率(住宅地・全国平均) ^(注3)	▲1.6%	▲0.6%
	地価公示変動率(住宅地・三大都市圏平均) ^(注3)	▲0.6%	0.5%
	地価公示変動率(住宅地・地方平均) ^(注3)	▲2.5%	▲1.5%
	地価公示変動率(商業地・全国平均) ^(注3)	▲2.1%	▲0.5%
	地価公示変動率(商業地・三大都市圏平均) ^(注3)	▲0.5%	1.6%
	地価公示変動率(商業地・地方平均) ^(注3)	▲3.3%	▲2.1%
景況感	日銀短観 業況判断 DI(全産業)	▲9	+8
	日銀短観 業況判断 DI(不動産業)	+3	+15

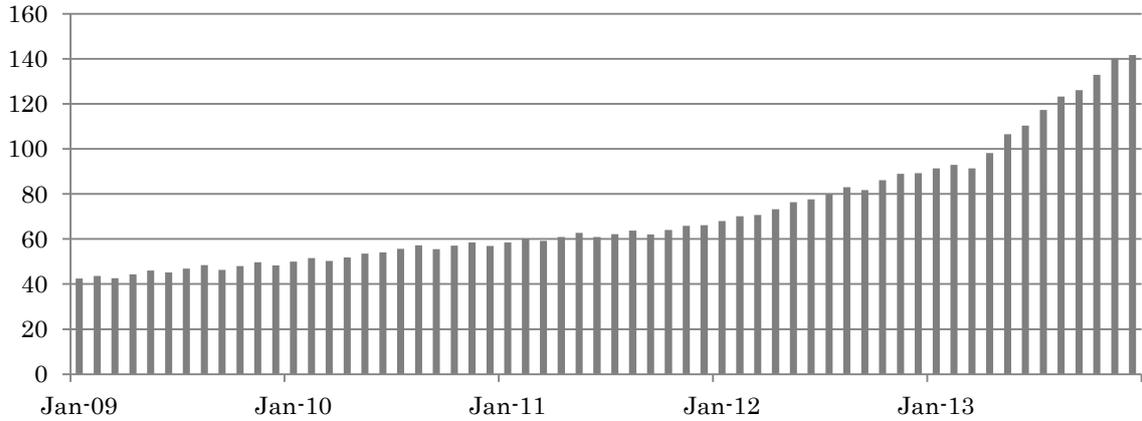
(注1) 平成 24 年 10-12 月期、平成 25 年 10-12 月期における季節調整済年率換算値を掲載。

(注2) 1 月～12 月までの合計値。

(注3) 「平成 25 年地価公示」の結果を平成 25 年 1 月、「平成 26 年地価公示」の結果を平成 25 年 12 月の値として扱っている。

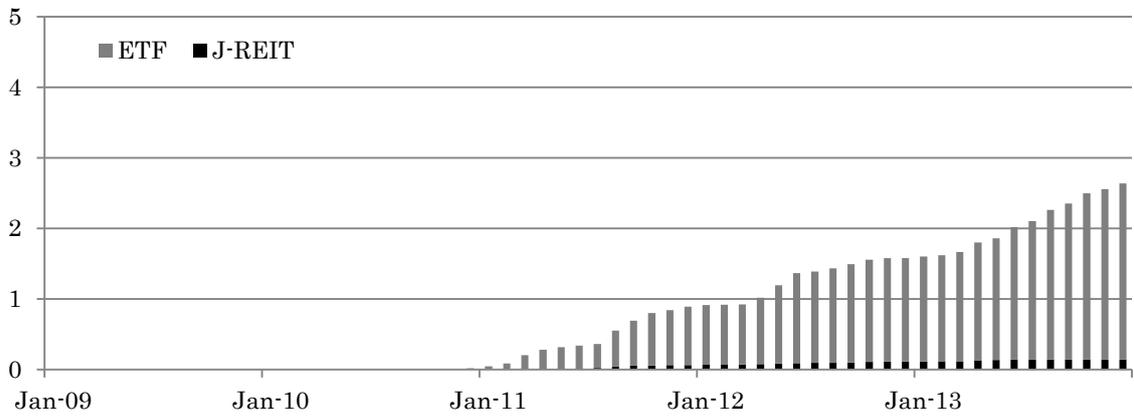
(出所) 日本銀行、Bloomberg、内閣府、総務省、国土交通省、法務省より作成（出典名は後掲のグラフに掲載）

図表 日銀による長期国債保有残高の推移（兆円）



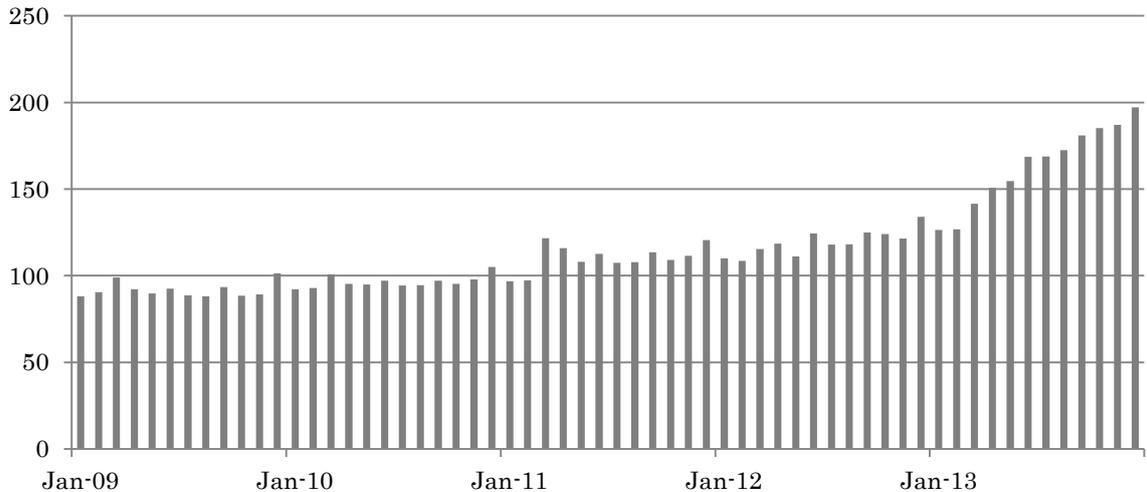
出所) 日本銀行「日本銀行勘定」より作成

図表 日銀によるETF及びJ-REITの保有残高の推移（兆円）



注) ETF及びJ-REITの買入は平成22年12月以降 出所) 日本銀行「日本銀行勘定」より作成

図表 マネタリーベースの推移（兆円）



出所) 日本銀行「日本銀行勘定」より作成

図表 10年物国債利回りの推移



出所) 財務省ホームページより作成

図表 日経平均株価と東証REIT指数の推移



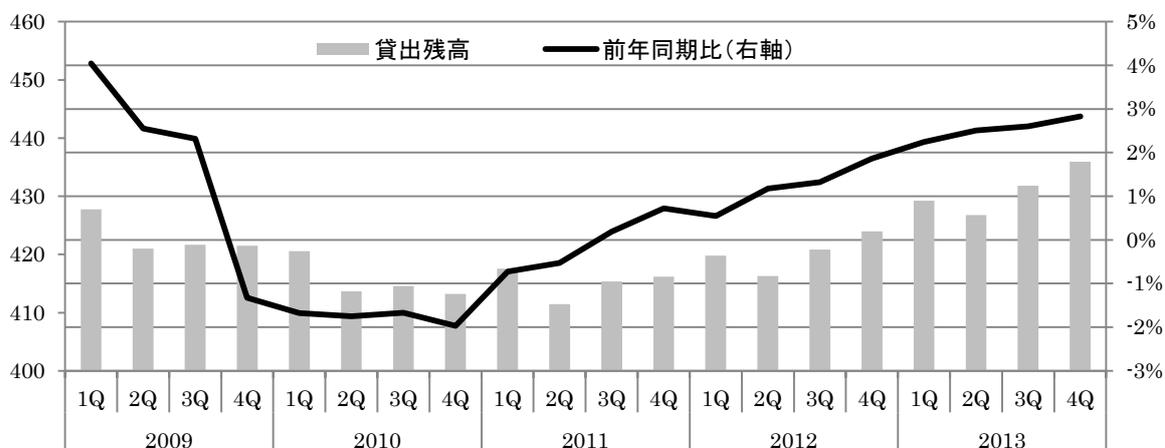
出所) Bloomberg より作成

図表 円ドルレートの推移(円/ドル)



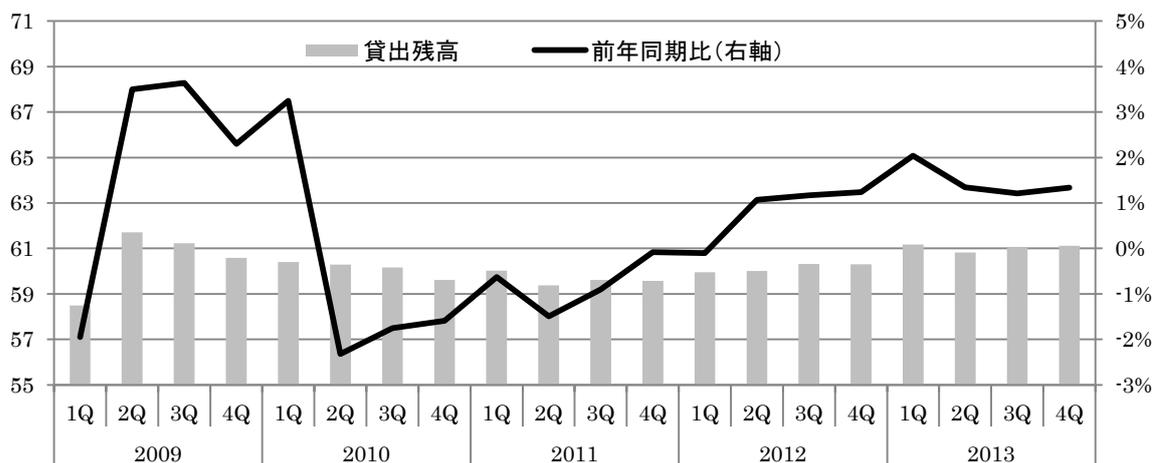
出所) Bloomberg より作成

図表 銀行貸出残高（全体）の推移



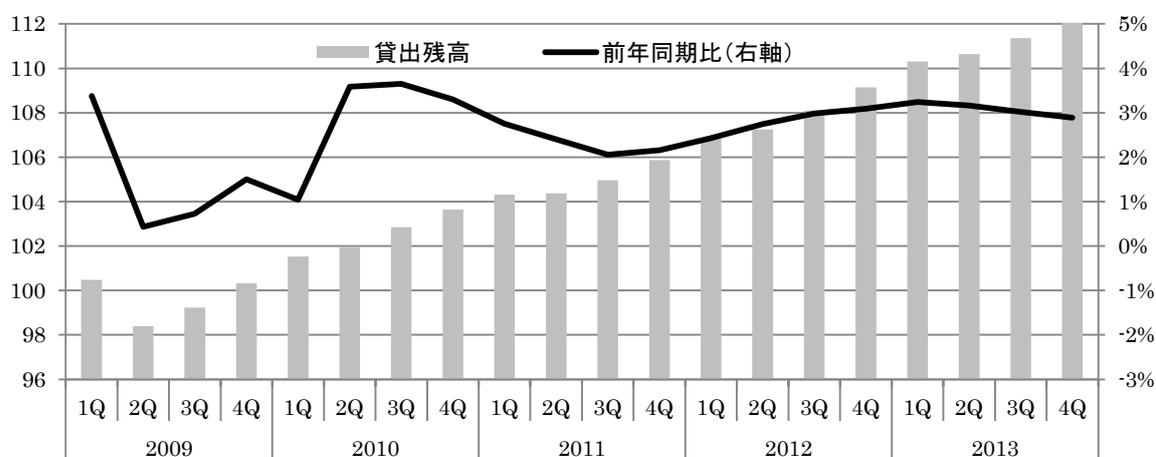
出所) 日本銀行「貸出先別貸出金」より作成

図表 銀行貸出残高（不動産業向け）の推移



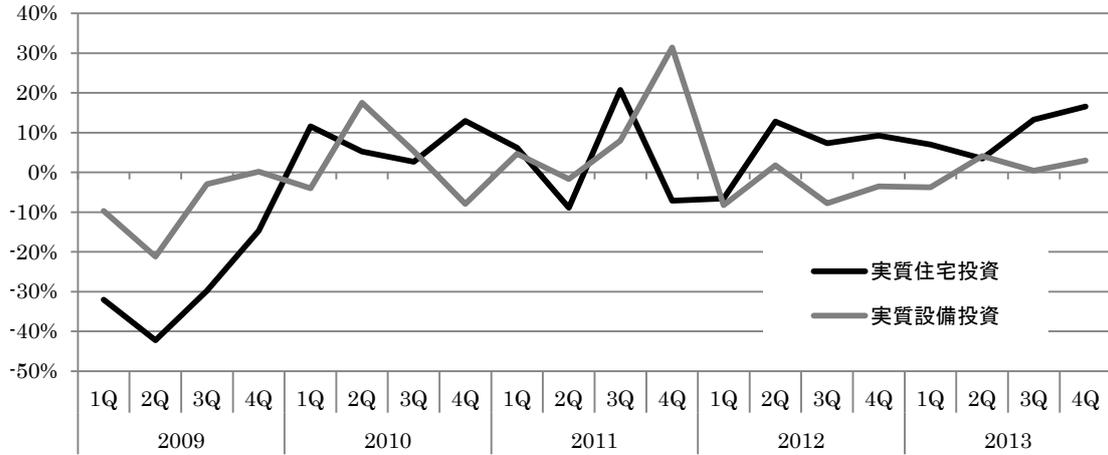
出所) 日本銀行「貸出先別貸出金」より作成

図表 銀行貸出残高（住宅ローン）の推移



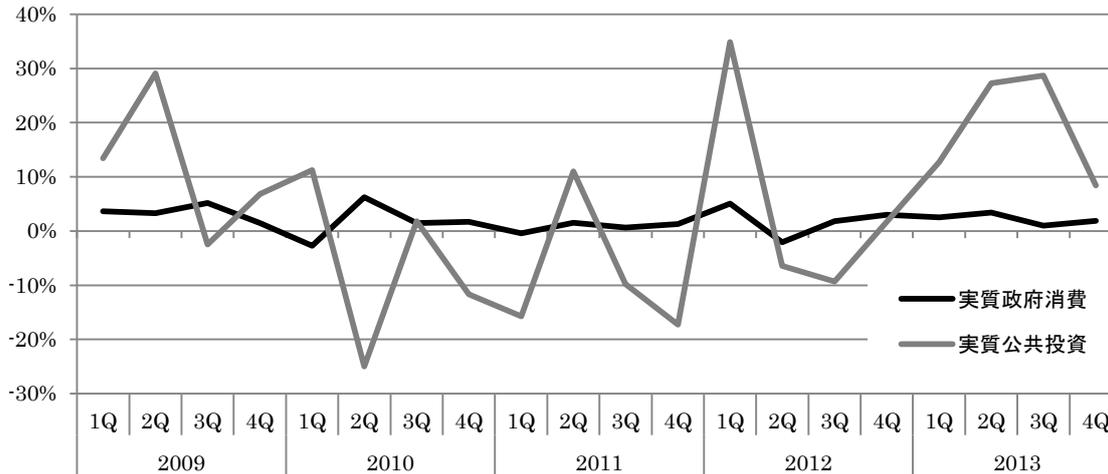
出所) 日本銀行「貸出先別貸出金」より作成

図表 実質住宅投資・実質設備投資成長率の推移



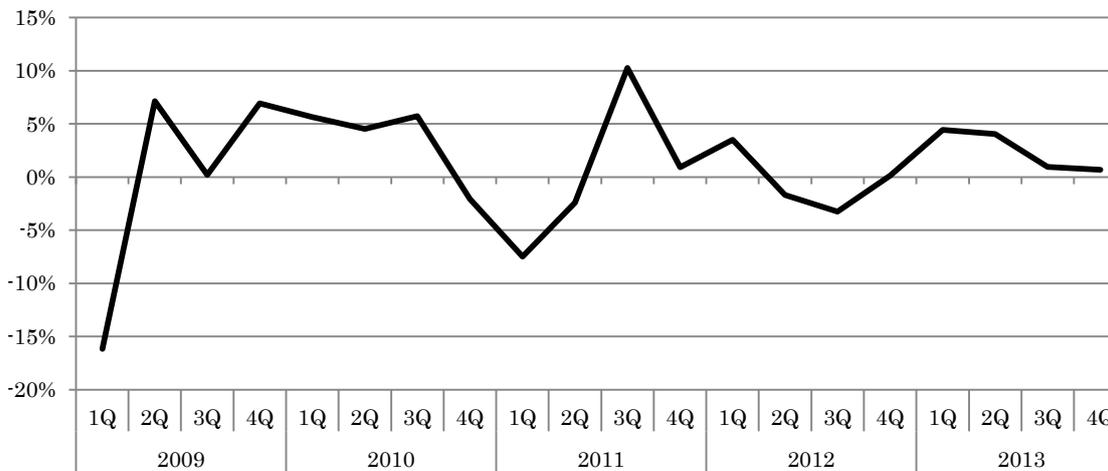
出所) 内閣府「四半期別 GDP 速報」より作成

図表 実質政府消費・実質公共投資成長率の推移



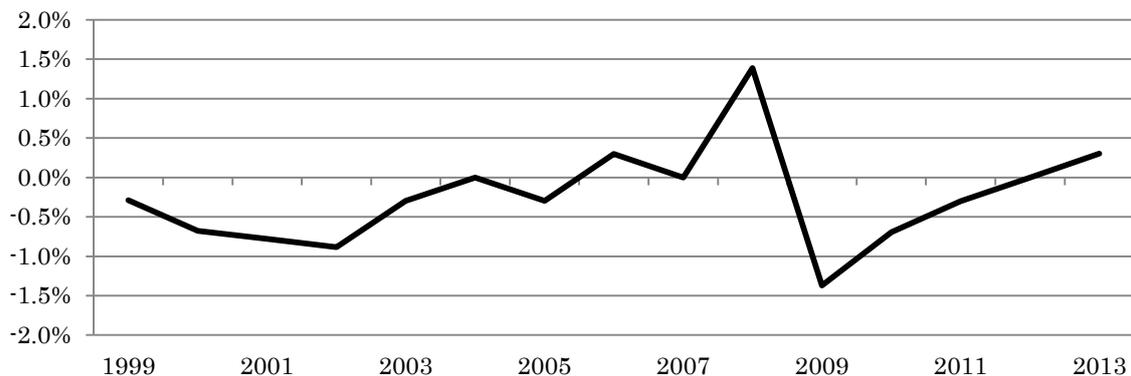
出所) 内閣府「四半期別 GDP 速報」より作成

図表 実質 GDP 成長率の推移



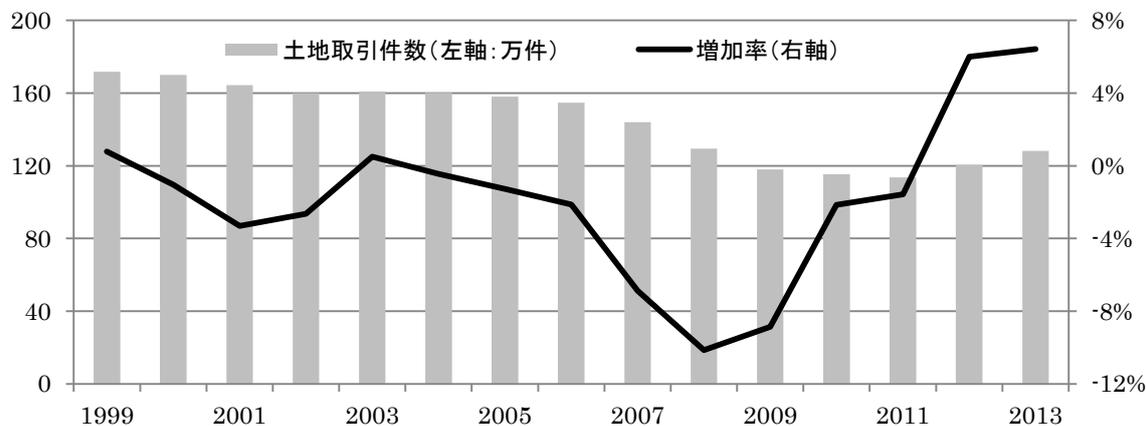
出所) 内閣府「四半期別 GDP 速報」より作成

図表 CPI 上昇率の推移



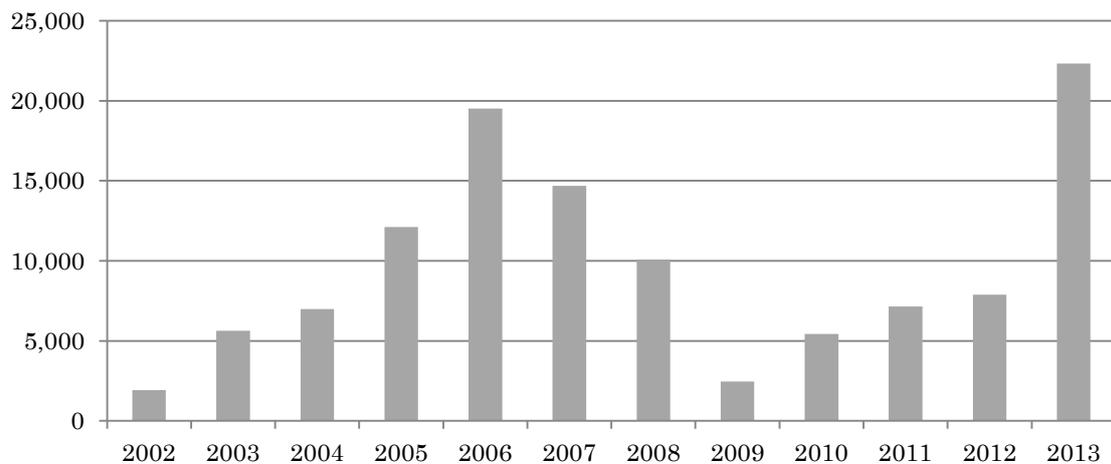
出所) 総務省統計局「消費者物価指数」より作成

図表 土地取引件数の推移



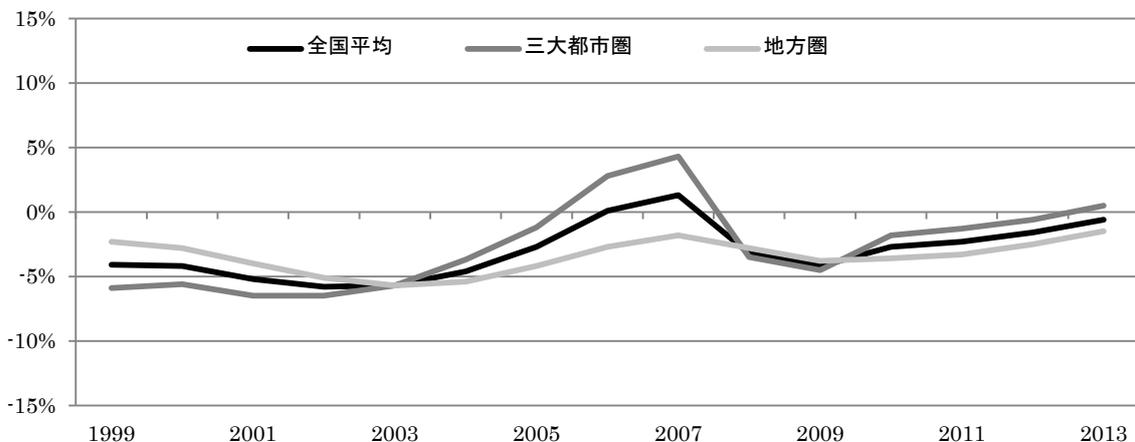
出所) 法務省「法務統計月報」より作成

図表 J-REIT による物件取得額の推移 (億円)



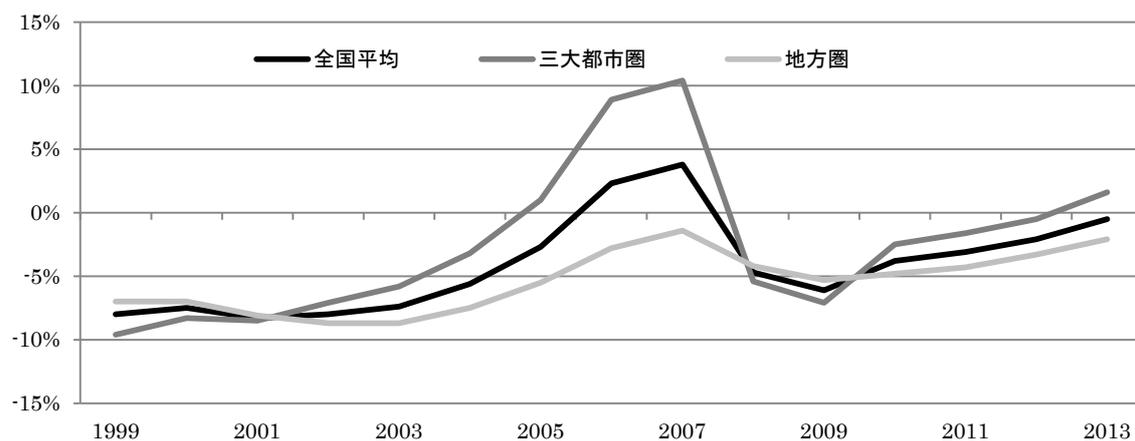
出所) 不動産証券化協会提供データより国土交通省作成

図表 地価変動率（住宅地）の推移



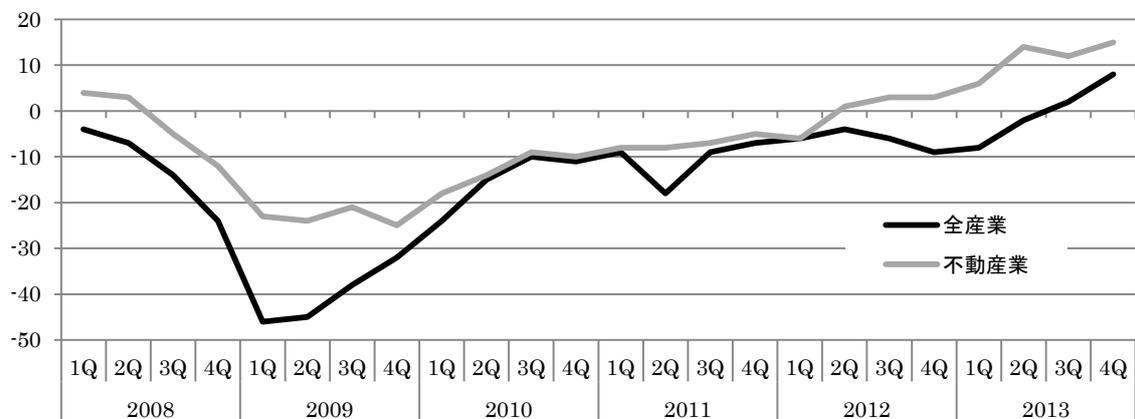
出所) 国土交通省「地価公示」より作成

図表 地価変動率（商業地）の推移



出所) 国土交通省「地価公示」より作成

図表 日銀短観の業況判断 DI



出所) 日本銀行「全国企業短期経済観測調査」より作成

Ⅱ．地価と土地取引量の関係に関する分析

1．分析の背景

平成 24 年度国土交通省マクロ経済モデルでは、地価の変動と土地取引件数の変動が互いに影響を与え合わない関係となっており、両者は独立して決定される仕組みとなっているため、両者の関係を分析することができない。これは、過去に地価関数の説明変数に土地取引量を含めるなどマクロデータを用いた分析は行ったものの、良好なパフォーマンスは得られなかったためである。

しかし、倉橋・井出(2011)にもあるように、地価の変動と土地取引件数の変動は必ずしも独立して決定されるものであるとも限らないと考えることもできる。

そこで本業務では、地価と土地取引件数の関係について、マクロデータではなく都道府県別パネルデータを用いて実証分析を行った。

2．推計モデル

ここでは、今回の分析に用いた推計モデルについて説明を行うが、その前提として、地価決定に関する理論的基盤は存在する一方で、地価と土地取引量の関係を整理した経済理論は存在しない点に留意する必要がある。そこで本業務では、既往の学術研究のうち、地価決定要因分析に関する代表的な理論である重複世代モデル、収益還元モデルの 2 種類の理論を援用し、地価と土地と取引量の関係を都道府県別データによって分析を行った。

重複世代モデルによる住宅価格決定理論とは、若年世代と老年世代の 2 世代から構成される経済を前提に、住宅購入世代である若年世代の割合が大きいほど住宅価格が上昇すると想定するものである。Y.Saita etc(2013)では、この理論に基づいて地価決定要因の実証分析を行っている。具体的には、品質調整済地価を、一人あたり実質 GDP、老齢従属人口指数（65 歳以上人口の 20 歳以上人口に対する比率）、総人口で回帰するモデルを推計している。本業務では、このモデルを参考にしつつ、都道府県別地価を一人あたり実質 GDP、老齢従属人口指数、土地取引件数で説明するモデルを推計した（式(1)）。都道府県別地価は国土交通省「地価公示」の㎡単価（全用途平均値）を、総人口は総務省「人口推計」から、土地取引件数は法務省「登記統計」からそれぞれ取得した。一人あたり実質 GDP は、内閣府「県民経済計算」と総務省「人口推計」から作成した。老齢従属人口指数は総務省「人口推計」の 65 歳以上人口を 20 歳以上人口で除して作成した。

収益還元モデルによる地価決定理論は、国土交通省マクロ経済モデルでも用いているものであり、地価は将来レントの割引現在価値で決定されるとするものである。本調査では、マクロ経済モデルの地価関数の定式化に倣い、都道府県別地価を実質 GDP と名目金利・インフレ率・リスクプレミアム・実質期待成長率・固定資産実効税率からなる割引率要因で

回帰するモデルに土地取引件数を追加したモデルを推計した(式(2))。地価は国土交通省「地価公示」の㎡単価(全用途平均値)、実質 GDP は内閣府「県民経済計算」、名目金利は 10 年物国債利回り、インフレ率は内閣府「県民経済計算」の民間消費デフレーター³、リスクプレミアムは昨年度調査⁴で作成した値、実質期待成長率は内閣府「企業行動に関するアンケート調査」の「今後 5 年間の実質 GDP 成長率予測」を、固定資産実効税率は内閣府「国民経済計算」と総務省「固定資産の価格等の概要調書」から作成⁵した値をそれぞれ使用している。割引率要因のうち、民間消費デフレーター以外の構成要素はデータ制約のため都道府県共通の値を用いている。

【重複世代モデル型】

$$\ln(\text{PLAND}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{GDPPC}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{OLDDEP}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{POPALL}_{it}) + \beta_4 \ln(\text{DEAL}_{it}) \quad (1)$$

PLAND:全用途地価 GDPPC:一人あたり実質 GDP OLDDEP:老齢従属人口指数(65 歳以上人口÷20 歳以上人口) POPALL:総人口 DEAL:土地取引件数

【収益還元モデル型】

$$\ln(\text{PLAND}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{GDP}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{ILR}_t - \text{INFR}_{it} + \text{RP}_t - \text{g}_t + \tau_{it}) + \beta_3 \ln(\text{DEAL}_{it}) \quad (2)$$

PLAND:全用途地価 GDP:実質 GDP ILR:10 年物国債利回り INFR:都道府県別インフレ率 RP:リスクプレミアム g:潜在成長率 τ :固定資産税実効税率 DEAL:土地取引件数

³ 「県民経済計算」には GDP のコンポーネント別のデフレーターは収録されていないため、民間最終消費支出の名目値を実質値で除すことでデフレーターを作成した。

⁴ 国土交通省(2013)

⁵ 「「固定資産の価格等の概要調書」から都道府県別の土地評価額に税率 1.4%を乗じることで税収額を推計する。これを「国民経済計算」の都道府県別土地資産額(民有地)で除すことで、固定資産税実効税率を推計した。

3. 推計結果

前述の 2 種類のモデルについて、単純最小二乗法と都道府県固有の要素をコントロールする固定効果モデルの 2 種類の方法を採用した。単純最小二乗法については、重複世代モデルにおける総人口のパラメータ (β_3) と収益還元モデルにおける土地取引件数のパラメータ (β_3) の符号条件が想定とは逆になっているほか、決定係数も高くはないため、固定効果モデルを軸に解釈することが望ましい。

固定効果モデルの推計結果は、重複世代モデル型・収益還元モデル型ともに全てのパラメータが符号条件を満たしており、決定係数も高い。土地取引件数のパラメータに着目すると、重複世代モデル型では 0.465 (β_4)、収益還元モデル型では 0.527 (β_3) という結果を得た。なお、今回の推計モデルは両側対数形を採用しているため、これらの推定値は弾力性として解釈することができる。すなわち、土地取引件数が 1% 増加した場合の地価の上昇率は、重複世代モデル型の結果からは 0.465%、収益還元モデル型の結果からは 0.527% と推察される。

図表 モデルの推計結果

モデル	パラメータ	単純最小二乗法				固定効果モデル			
		推定値	t 値	p 値	決定係数	推定値	t 値	p 値	決定係数
(1) 重複世代モデル型	β_0	0.636	1.252	0.211	0.476	-23.162	-15.851	0.000	0.858
	β_1	1.436	18.834	0.000		3.105	36.370	0.000	
	β_2	-1.085	-19.185	0.000		-1.801	-30.281	0.000	
	β_3	-0.045	-0.950	0.342		1.290	6.268	0.000	
	β_4	0.163	3.047	0.002		0.465	10.689	0.000	
(2) 収益還元モデル型	β_0	4.976	21.704	0.000	0.473	-16.053	-14.076	0.000	0.817
	β_1	0.694	22.073	0.000		1.446	25.567	0.000	
	β_2	-0.136	-20.931	0.000		-0.095	-20.782	0.000	
	β_3	-0.355	-8.677	0.000		0.527	11.714	0.000	

Ⅲ. 平成 25 年度マクロ経済モデルの概要

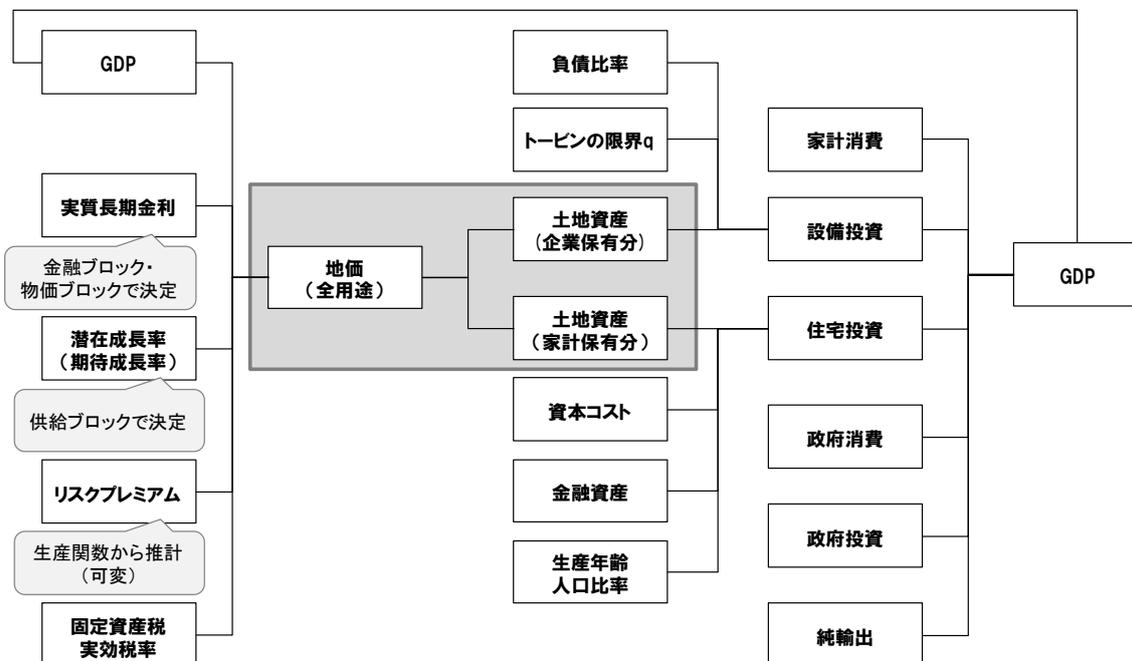
1. 平成 25 年度モデルの概要

(1) モデルの基本構造

国交省マクロ経済モデルの基本構造は、標準的なマクロ経済モデルと同様である。すなわち、需要ブロックで決定される実質 GDP と供給ブロックで決定される潜在 GDP から GDP ギャップが決定され、GDP ギャップを通じて一般物価水準と失業率が決定される。一般物価水準は各種のデフレーターを通じて名目変数を規定する他、長期金利等を通じて金融市場の変数にも影響を与える。

国土交通省マクロ経済モデルの特長点は、下の図表に示した通り、不動産市場とマクロ経済の関係を織り込んでいる点にある⁶。すなわち、地価の変動が家計・企業が保有する土地資産額の変化を通じて住宅投資・設備投資に対して影響を与えるチャンネルを定式化しているほか、実質 GDP、長期金利、インフレ率、潜在成長率といった経済の基礎的条件が地価を決定する仕組みとなっている。つまり、地価の動向がマクロ経済に影響を与え、マクロ経済の状況が地価に影響を与えるという、相互の関係が明示的に取り扱われている。平成 25 年度版は、方程式総数 65 本からなる中型のモデルである。

図表 マクロモデルの基本構造



⁶ 詳細な変数間の関係は、「Ⅳ.平成 25 年度マクロ経済モデルの方程式体系」に掲載。

(2) 平成 24 年度モデルからの変更点

ここでは、平成 24 年度モデルから平成 25 年度モデルへの主な変更点について説明する。まず、データのサンプル期間を 2 年延長し、平成 24 年 12 月を最新時点とした。これは、モデル更新を行った平成 26 年 1 月時点で入手可能な最新の国民経済計算確報に合わせたことによる。

方程式体系での主要な変更点としては、金融ブロックの拡充と、トービンの限界 q の修正である。

金融ブロックの拡充

平成 25 年度モデルでは、金融市場ブロックに「無担保コール翌日物金利」「マネーストック」の 2 つの変数を追加した。

無担保コール翌日物金利は金融政策における政策金利である。平成 25 年度モデルにおいては、長期金利関数を変更し、無担保コール翌日物金利と名目 GDP 成長率によって説明する定式化とした。この変更により、政策金利の変更が長期金利を通じて設備投資や住宅投資、地価といった変数に与える影響を分析することが可能となった。昨年度モデルまでは、マクロ経済政策として織り込まれていた政策変数は政府消費支出及び公共投資のみだったが、今年度モデルからは金融政策の分析も可能になったと言える⁷。ただし、ここでいう金融政策とは、「金利変更」といういわゆる「伝統的金融政策」であり、前項で触れた「量的・質的金融緩和」に代表されるいわゆる「非伝統的金融政策」の直接的な影響を分析することはできない。これは、非伝統的金融政策の波及チャンネルに関する理論が確立されていないこと、非伝統的政策が採用され始めたのが比較的最近であり実証分析に耐えうる十分なデータが蓄積されていないこと、などが背景にあり、引き続き研究が必要である。

マネーストックについては、無担保コール翌日物金利及び実質 GDP を説明変数とする構造方程式として追加した。これは、内閣府のマクロ経済モデルを参考にした変更であり、貨幣供給量（マネーストック）の増減が金利の変化を通じて実体経済に与える影響を分析することが可能となった⁸。

⁷ 土地関連政策の変数としては、土地の登録免許税率、取得税率、固定資産実効税率が含まれている。

⁸ 実際の分析においてはマネーストックの方程式からマネーストックを変化させた時に必要となる金利（無担保コール翌日物金利）の変化幅を推定し、その金利変化分を外生的に与える、という手順を踏む。

トービンの限界 q の変更

設備投資関数の重要な要素であるトービンの限界 q は、利潤率、財務金利、減価償却率、設備投資デフレーターから構成されている。平成 25 年度モデルでは、トービンの限界 q の定義は平成 24 年度モデルと同じだが、構成要素の取り扱いを修正した。具体的には、トービンの限界 q の構成要素のうち、平成 24 年度モデルでは財務金利及び設備投資デフレーターを内生変数、利潤率と減価償却率を外生変数としていたが、景気拡大時の設備投資への効果が過小評価されていた可能性が高い。モデルの仕組み上、景気拡大局面では名目金利の上昇→財務金利の上昇→トービンの限界 q の減少というメカニズムは反映されるが、景気拡大による設備投資の収益性の改善はモデル化されていなかった。つまり、本来であれば名目金利の上昇という下落圧力と、利潤率の上昇という上昇圧力の双方が相殺し合うべきところだが、平成 24 年度モデルでは前者の下落圧力のみが反映されていたため、設備投資へのインパクトが過小評価されていた。

そこで、本年度においては、景気拡大局面における「上昇圧力」も反映させるために、利潤率を名目 GDP 成長率で回帰する式を追加した⁹。これにより、平成 25 年度モデルによるシミュレーションでは、平成 24 年度モデルと比較して、設備投資へのインパクトが大きい分実質 GDP の押し上げ効果が若干高い結果となっている。

⁹ 利潤率は「営業利益÷資本ストック」で定義している。資本ストックは内生変数であるため、本来であれば営業利益を名目 GDP 等の変数で回帰するのが適切とも考えられるが、営業利益の変動をうまく説明できる適切な変数が見つからなかったため、利潤率を被説明変数とする定式化を採用した。

2. パフォーマンステスト

モデルのパフォーマンスを評価するために、ここではマクロモデルを解いて得られるモデル推計値と実際のデータとの乖離を以下の式(3)で定義される平均平方誤差率を計算する。この指標は、1四半期あたりの平均的な誤差率を評価するために用いられる。

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left(\frac{E_t - O_t}{O_t} \right)^2} \quad (3)$$

RMSE:平均平方誤差率 E:モデル推計値 O:実績値 N:サンプル数

以下の図表は、主要な内生変数の平均平方誤差率を計算したものである。

図表 主要変数の平均平方誤差率

変数	誤差率	変数	誤差率
実質 GDP	4.64%	名目 GDP	8.50%
実質民間最終消費支出	4.30%	名目民間最終消費支出	9.16%
実質民間固定資本形成 (企業設備)	14.48%	名目民間固定資本形成 (企業設備)	14.89%
実質民間固定資本形成 (住宅)	9.91%	名目民間固定資本形成 (住宅)	18.72%
実質財貨・サービスの輸出	8.94%	名目財貨・サービスの輸出	13.36%
実質財貨・サービスの輸入	5.18%	名目財貨・サービスの輸入	15.91%
消費者物価指数	3.95%	企業物価指数	12.94%
地価(全用途)	21.94%	潜在 GDP	0.85%

注) N=72(1995Q1-2012Q4)

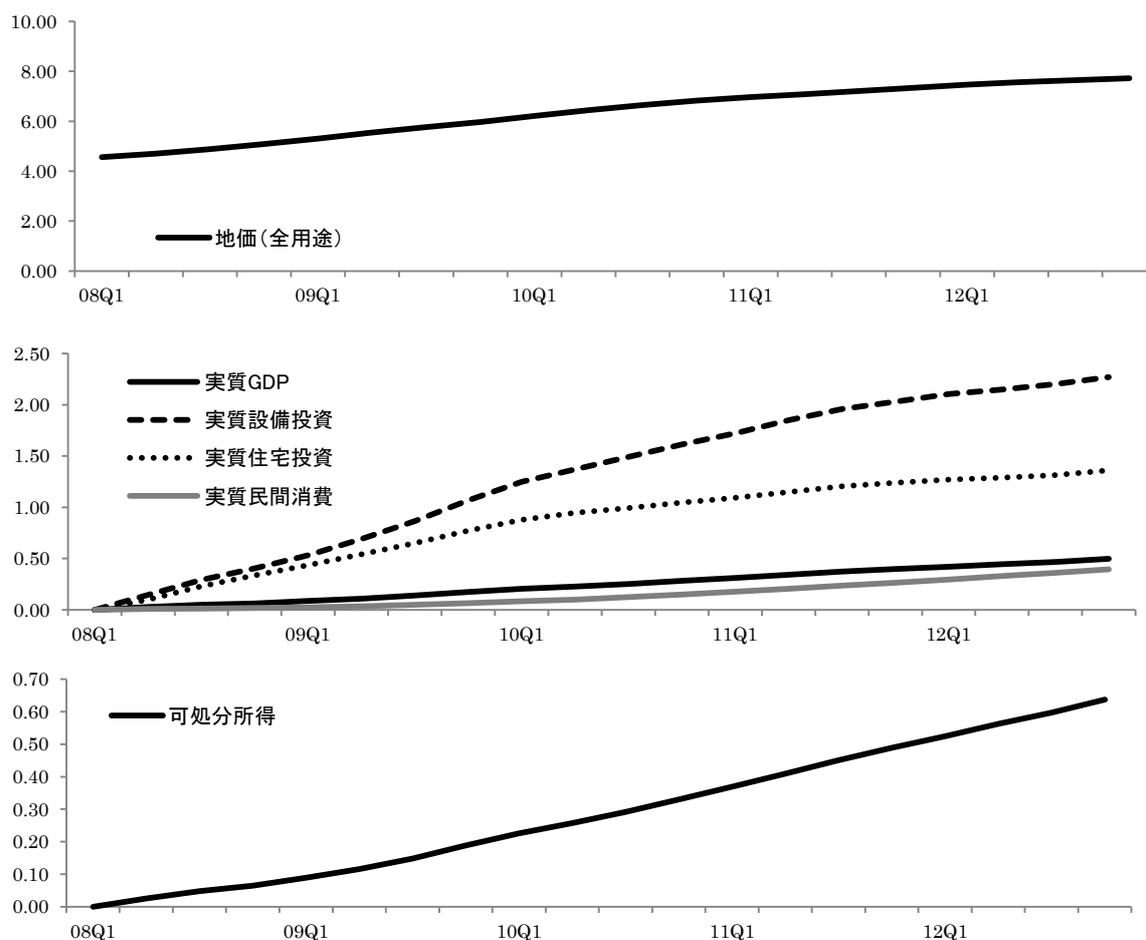
3. シミュレーション

ここでは、平成 25 年度モデルを用いて「リスクプレミアムが低下するケース」「地価が上昇するケース」「政策金利引上げケース」の 3 種類のシナリオによるシミュレーション分析結果を説明する。

(1) リスクプレミアム低下ケース

下の図表は、リスクプレミアムが平成 20 年第 1 四半期から平成 24 年第 4 四半期にわたって 0.3%P 低下した場合の主要変数の反応を示している。リスクプレミアム 0.3%P の低下は、1 年目の地価を約 4.8%押し上げ、設備投資と住宅投資をそれぞれ約 0.2%程度押し上げる。これらの効果を通じて1年目の実質 GDP は約 0.03%上昇する。2 年目、3 年目にはこれらの効果が大きくなり、5 年目には設備投資が約 2.2%、住宅投資が約 1.3%上昇する。GDP の増加を通じて可処分所得も増加し、個人消費についてもわずかながら上昇する。

図表 リスクプレミアム低下による主要変数の反応



注) ベースラインからの乖離率(%)を表す。

図表 リスクプレミアム低下による主要変数の反応

	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質民間消費	可処分所得
2008Q1	4.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2008Q2	4.70	0.03	0.15	0.10	0.01	0.02
2008Q3	4.88	0.05	0.29	0.23	0.01	0.05
2008Q4	5.09	0.06	0.40	0.34	0.02	0.06
2009Q1	5.30	0.08	0.53	0.44	0.02	0.09
2009Q2	5.55	0.11	0.69	0.54	0.03	0.12
2009Q3	5.76	0.14	0.86	0.65	0.05	0.15
2009Q4	5.97	0.17	1.07	0.77	0.06	0.19
2010Q1	6.21	0.20	1.25	0.88	0.08	0.23
2010Q2	6.44	0.23	1.37	0.94	0.10	0.26
2010Q3	6.64	0.25	1.49	0.99	0.12	0.29
2010Q4	6.82	0.28	1.61	1.04	0.15	0.33
2011Q1	6.96	0.31	1.72	1.09	0.17	0.37
2011Q2	7.08	0.34	1.85	1.15	0.20	0.41
2011Q3	7.21	0.37	1.96	1.20	0.23	0.45
2011Q4	7.34	0.40	2.03	1.24	0.26	0.49
2012Q1	7.47	0.42	2.10	1.27	0.30	0.52
2012Q2	7.57	0.45	2.15	1.29	0.33	0.56
2012Q3	7.65	0.47	2.20	1.31	0.36	0.60
2012Q4	7.72	0.50	2.27	1.36	0.40	0.64

注) 数値は全てベースラインからの乖離率(%)を表す。

図表 リスクプレミアム低下による主要変数の反応

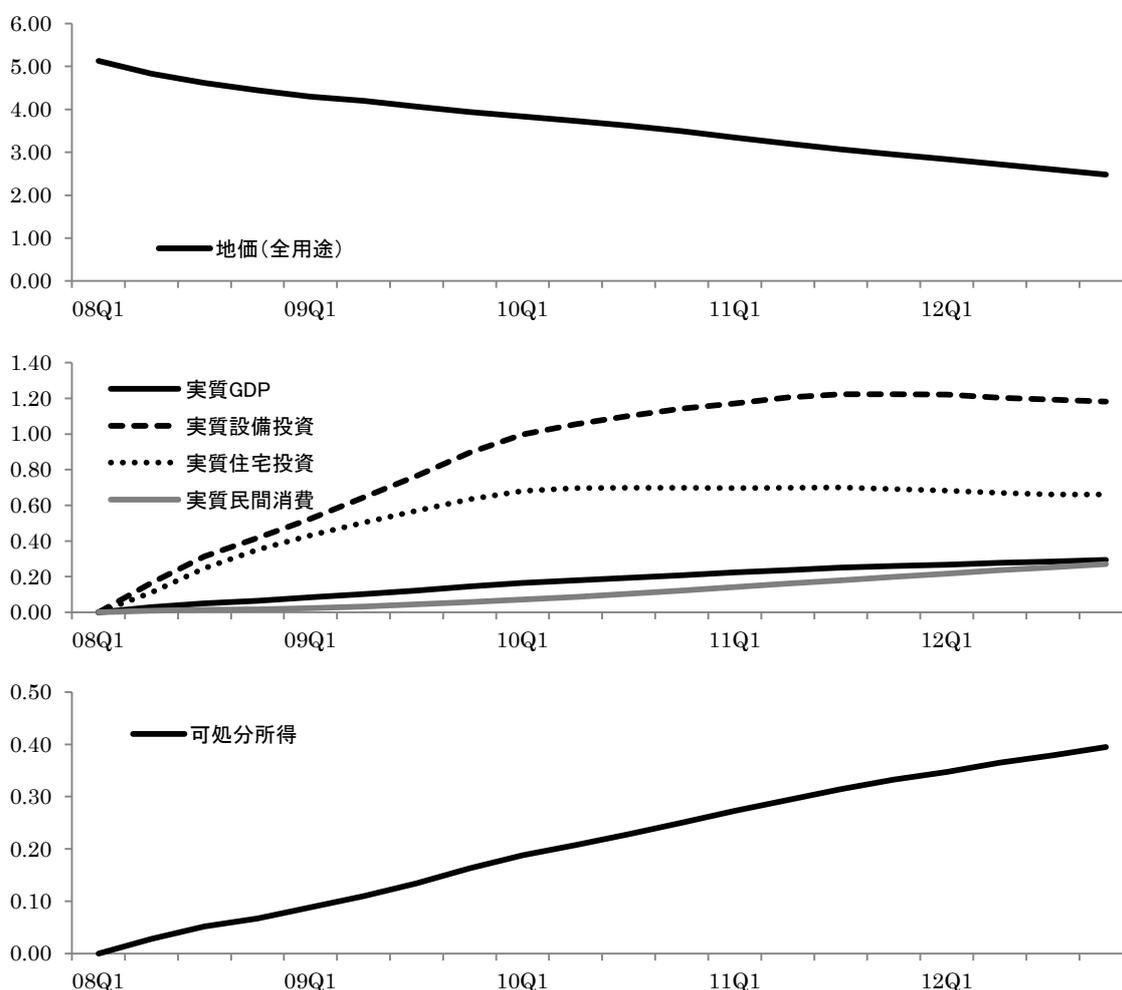
	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質消費	可処分所得
1年目	4.81	0.03	0.21	0.16	0.01	0.03
2年目	5.65	0.13	0.79	0.60	0.04	0.14
3年目	6.53	0.24	1.43	0.96	0.11	0.28
4年目	7.15	0.36	1.89	1.17	0.22	0.43
5年目	7.60	0.46	2.18	1.31	0.35	0.58

注) 地価は上段の表の数値(変化率)を4四半期毎に単純平均した値。その他の変数は水準を4四半期毎に合計して年換算のうえ、ベースラインとの乖離率を計算。

(2) 地価上昇ケース

下の図表は、地価上昇率が平成20年第1四半期において5%ポイント上昇した場合の主要変数の反応を示している。地価が一時的に上昇した後は、徐々に上昇幅を縮小させている。これは、地価関数に誤差修正モデルを採用しているため、ベースラインに収束する力が働いていることによる。地価は、1年目に4.8%上昇した後、5年目には2.7%まで上昇幅が縮小する。地価の上昇によって、5年目時点で設備投資が約1.2%、住宅投資が約0.7%増加し、実質GDPは約0.3%増加する結果となっている。

図表 地価上昇に対する主要変数の反応



注) ベースラインからの乖離率(%)を表す。

図表 地価上昇に対する主要変数の反応

	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質民間消費	可処分所得
2008Q1	5.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2008Q2	4.84	0.03	0.16	0.11	0.01	0.03
2008Q3	4.62	0.05	0.31	0.25	0.01	0.05
2008Q4	4.45	0.06	0.42	0.35	0.02	0.07
2009Q1	4.30	0.08	0.52	0.43	0.02	0.09
2009Q2	4.20	0.10	0.64	0.50	0.03	0.11
2009Q3	4.07	0.12	0.77	0.57	0.04	0.13
2009Q4	3.94	0.15	0.90	0.63	0.06	0.16
2010Q1	3.83	0.17	1.00	0.68	0.07	0.19
2010Q2	3.73	0.18	1.05	0.70	0.09	0.21
2010Q3	3.62	0.19	1.10	0.70	0.10	0.23
2010Q4	3.49	0.21	1.14	0.70	0.12	0.25
2011Q1	3.35	0.22	1.17	0.70	0.14	0.27
2011Q2	3.20	0.24	1.20	0.70	0.16	0.29
2011Q3	3.07	0.25	1.22	0.70	0.18	0.31
2011Q4	2.95	0.26	1.22	0.69	0.20	0.33
2012Q1	2.84	0.27	1.22	0.68	0.22	0.35
2012Q2	2.72	0.28	1.20	0.67	0.24	0.37
2012Q3	2.60	0.28	1.19	0.66	0.25	0.38
2012Q4	2.48	0.29	1.18	0.66	0.27	0.39

注) 数値は全てベースラインからの乖離率(%)を表す。なお、地価(全用途)に対するシナリオは、「2007Q4における上昇率=ベースライン+5%ポイント」としているため、上記図表中に示すベースラインとの乖離率は5%に一致しない。

図表 地価上昇に対する主要変数の反応

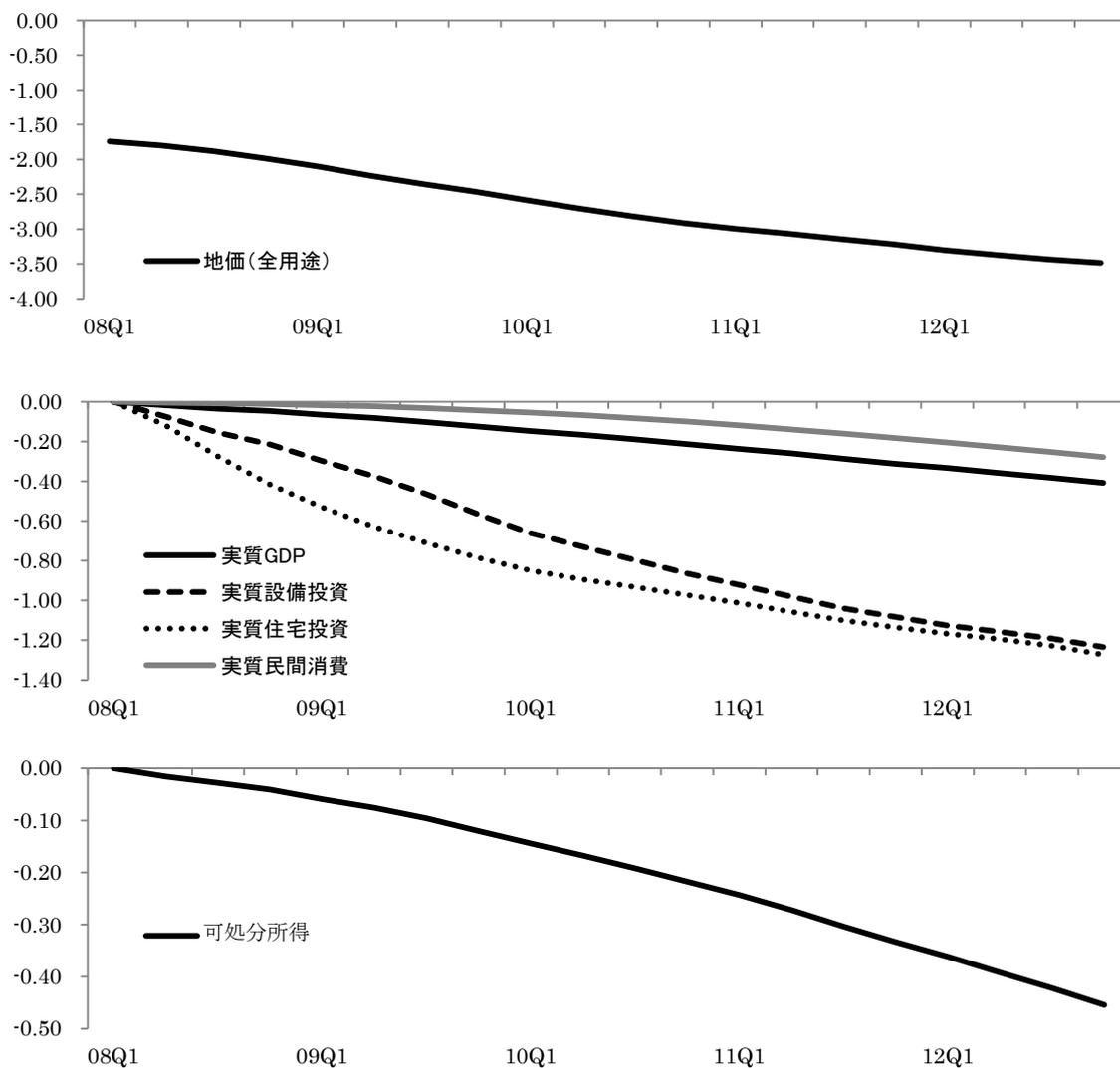
	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質消費	可処分所得
1年目	4.76	0.04	0.22	0.17	0.01	0.04
2年目	4.12	0.11	0.71	0.53	0.04	0.12
3年目	3.67	0.19	1.07	0.69	0.10	0.22
4年目	3.14	0.24	1.21	0.70	0.17	0.30
5年目	2.66	0.28	1.20	0.67	0.24	0.37

注) 地価は上段の表の数値(変化率)を4四半期毎に単純平均した値。その他の変数は水準を4四半期毎に合計して年換算のうえ、ベースラインとの乖離率を計算。

(3) 政策金利上げケース

下の図表は、平成20年第1四半期から平成24年第4四半期にかけて政策金利（無担保コール翌日物金利）を0.25%ポイント引き上げた場合の主要変数の反応を示している。政策金利0.25%の引上げは、1年目の地価を1.9%低下させ、設備投資を0.1%、住宅投資を0.2%押し下げる。これらを通じて、1年目の実質GDPは約0.02%低下する結果となった。

図表 政策金利引上げに対する主要変数の反応



注) ベースラインからの乖離率(%)を表す。

図表 政策金利引上げに対する主要変数の反応

	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質民間消費	可処分所得
2008Q1	-1.74	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2008Q2	-1.80	-0.02	-0.08	-0.12	0.00	-0.02
2008Q3	-1.88	-0.03	-0.15	-0.28	-0.01	-0.03
2008Q4	-1.99	-0.05	-0.21	-0.42	-0.01	-0.04
2009Q1	-2.10	-0.07	-0.30	-0.53	-0.02	-0.06
2009Q2	-2.24	-0.08	-0.37	-0.63	-0.02	-0.08
2009Q3	-2.35	-0.10	-0.46	-0.71	-0.03	-0.10
2009Q4	-2.46	-0.13	-0.57	-0.79	-0.04	-0.12
2010Q1	-2.59	-0.15	-0.66	-0.85	-0.05	-0.14
2010Q2	-2.70	-0.17	-0.73	-0.89	-0.07	-0.17
2010Q3	-2.81	-0.19	-0.80	-0.93	-0.08	-0.19
2010Q4	-2.92	-0.21	-0.86	-0.97	-0.10	-0.22
2011Q1	-3.00	-0.24	-0.92	-1.01	-0.12	-0.24
2011Q2	-3.07	-0.26	-0.98	-1.06	-0.14	-0.27
2011Q3	-3.14	-0.29	-1.04	-1.10	-0.16	-0.30
2011Q4	-3.22	-0.31	-1.08	-1.13	-0.18	-0.33
2012Q1	-3.30	-0.33	-1.13	-1.17	-0.20	-0.36
2012Q2	-3.37	-0.36	-1.16	-1.20	-0.23	-0.39
2012Q3	-3.43	-0.38	-1.19	-1.23	-0.25	-0.42
2012Q4	-3.49	-0.41	-1.23	-1.27	-0.28	-0.45

注) 数値は全てベースラインからの乖離率(%)を表す。

図表 政策金利引上げに対する主要変数の反応

	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質消費	可処分所得
1年目	-1.85	-0.02	-0.11	-0.20	-0.01	-0.02
2年目	-2.29	-0.09	-0.42	-0.66	-0.03	-0.09
3年目	-2.75	-0.18	-0.76	-0.91	-0.08	-0.18
4年目	-3.11	-0.27	-1.01	-1.08	-0.15	-0.29
5年目	-3.40	-0.37	-1.18	-1.21	-0.24	-0.41

注) 地価は上段の表の数値(変化率)を4四半期毎に単純平均した値。その他の変数は水準を4四半期毎に合計して年換算のうえ、ベースラインとの乖離率を計算。

4. 今後の課題

(1) 地価と土地取引件数の関係

国土交通省マクロ経済モデルでは、地価と土地取引件数は接続していない。このため、例えば不動産取得税等の土地に係る税制の変更による土地取引件数への影響は分析することが可能だが、これが地価に与える影響までは分析できない。

しかしながら、土地市場を所管する国土交通省にとっては、地価・土地取引件数ともに政策遂行上非常に重要な変数であり、両者の関係について知見を蓄積させておくことは極めて重要であることも事実である。

本年度においては、第Ⅱ章で示した通り、マクロモデルによる分析を前提とした一国全体データではなく、都道府県別データを用いたパネル分析の手法によって、地価と土地取引件数の関係を分析し、一定の知見を蓄積することができた。ただし、今回のパネル分析については、学識経験者の方から、地価を説明するオリジナルのモデルに土地取引件数を追加することの理論的根拠の説明が必要である等の点を指摘されており改善の余地が大きいのも事実である。

今後は、これらの指摘も踏まえ、今回の分析を理論・実証の両面から精緻化を図ると同時に、マクロモデルへの反映方法を検討していく必要がある。

(2) 土地のリスクプレミアムの内生性

本年度の検討では、マクロ経済モデルにおける内生性を念頭に置きつつ、土地のリスクプレミアムの決定要因の検討を行った。具体的には、リスクプレミアムの決定要因が①資産デフレリスク、②流動性リスク、③将来の社会不安によって構成されているとの仮説の下、これらの決定要因を表すデータを用いて回帰分析を行った。回帰分析の定式化としては、CPI 変化率、土地取引件数変化率、予想人口増加率¹⁰を用いた定式化（パターン1）と、日銀短観の販売価格 DI、土地取引件数変化率、高齢従属人口指数を用いた定式化（パターン2）の2種類の定式化を採用した。推計は1982年～2010年、1991年～2010年の2通りで行った¹¹。

なお、資産デフレリスクの代理変数としてCPI 変化率や日銀短観の販売価格 DI を用いた理由は、「経済がデフレ状態にある場合に、資産価格も含めたデフレ予想を増幅させ、将来的なキャピタル・ロスを生むリスクが増す」という仮定を置いたことによる。しかしながら、「資産価格予想の代理変数として一般物価に相当するデータを用いているのは問題である」という指摘は多くの学識経験者から頂いた。

¹⁰ ここでいう「予想人口増加率」とは、各年から20年後までの平均人口増加率として定義した。データは、総務省「人口推計」及び国立社会保障・人口問題研究所「将来推計人口」から取得した。

¹¹ この他、学識経験者からの助言を基に様々な定式化による分析を行ったものの、何れの場合も頑健性の高い分析結果を得ることはできなかった。

推計結果は下表の通りである。資産デフレリスクや将来の社会不安を表す変数は有意に効いているものの、流動性リスクを表す土地取引件数についてはいずれのパターンでも有意に効いてない。また有意に効いた変数でも、資産デフレリスクの代理変数とした CPI 上昇率や販売価格 DI については、前述の通り変数選択についての問題も残されている。これらのことから、本業務の分析からはリスクプレミアムの決定要因に関する頑健性の高い結果は得られないと判断し、平成 25 年度モデルにおける土地のリスクプレミアムは過年度モデルと同様、外生変数とした。

図表 リスクプレミアムの要因分析結果

		サンプル 1982 年－2010 年			サンプル 1991 年－2010 年		
		推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
パターン 1	定数項	3.48	12.66	0.00	3.59	13.55	0.00
	CPI 上昇率	-0.72	-2.76	0.01	-0.78	-2.68	0.02
	土地取引件数増加率	-0.04	-1.04	0.31	0.02	0.37	0.71
	予想人口増加率	-4.02	-2.47	0.02	-4.87	-2.69	0.02
	自由度修正済決定係数	0.85			0.90		
パターン 2	定数項	-3.69	-8.01	0.00	-3.84	-6.04	0.00
	販売価格 DI	-0.05	-4.03	0.00	-0.04	-3.43	0.00
	土地取引件数増加率	-0.03	-0.77	0.45	0.05	1.30	0.21
	高齢従属人口指数	25.05	10.92	0.00	27.27	10.31	0.00
	自由度修正済決定係数	0.89			0.89		

(3) 不動産価格指数（住宅）のモデルへの取込み

国土交通省では、平成 24 年 8 月から取引価格データを用いて作成した不動産価格指数（住宅）の試験配信を行っている。マクロ経済モデルの構築と不動産価格指数（住宅）の整備は、「不動産市場の監視能力を高める」という共通の目的の下で進められてきた経緯があるため、本来であれば国交省マクロ経済モデルにおいて不動産価格指数（住宅）の分析が可能になることが望ましい。しかしながら、不動産価格指数（住宅）の公表系列が平成 20 年 4 月以降と極端に短く、構造方程式の推計に耐えうるサンプル数を確保できないことから、現時点では公表されている指数をそのままモデルに取込むことは困難であり、データの蓄積を待つ必要がある。そこで本項では、将来的に十分なデータが蓄積された段階で、モデルに取込む作業に着手する際に何を検討する必要があるかについての論点整理を行う。

検討すべき点として、第 1 に、不動産価格指数（住宅）のどの系列を使用するかを決定する必要がある。具体的には、不動産価格指数（住宅）は速報値で「更地・建物付土地」

「マンション」「住宅総合」の3用途、確報値で「更地」「建物付土地」「マンション」「住宅総合」の4用途が公表されているが、どの用途をマクロ経済モデルに取込むかを決定する必要がある。

第2に、国交省不動産価格指数（住宅）を、モデルのどの部分に、どのようにして取込むか、という方針も検討する必要がある。平成25年度モデルでは、不動産価格の変数としては地価と住宅投資デフレーターが含まれている。地価については、土地資産額を通じて設備投資・住宅投資に影響する経路と土地資本コストを通じて土地取引件数に影響する経路、住宅投資デフレーターについては住宅資本コストを通じて住宅投資に影響する経路がそれぞれ存在する。不動産価格指数（住宅）を取り込む際に、これら既存の波及経路を前提として地価や住宅投資デフレーターの変数のみ入れ替えるのか、それとも既存の波及経路そのものを見直すのか、取込み方針を策定する必要がある。

IV. 平成 25 年度マクロ経済モデルの方程式体系

平成 25 年度モデルは、下の図表に示した通り 7 ブロック 65 本の方程式から構成されている。誤差修正型モデル以外の方程式については、データの定常性を重視して対数階差の定式化を採用しているが、変数間の恒等関係を表す方程式や接続関数については水準のまま定式化している。

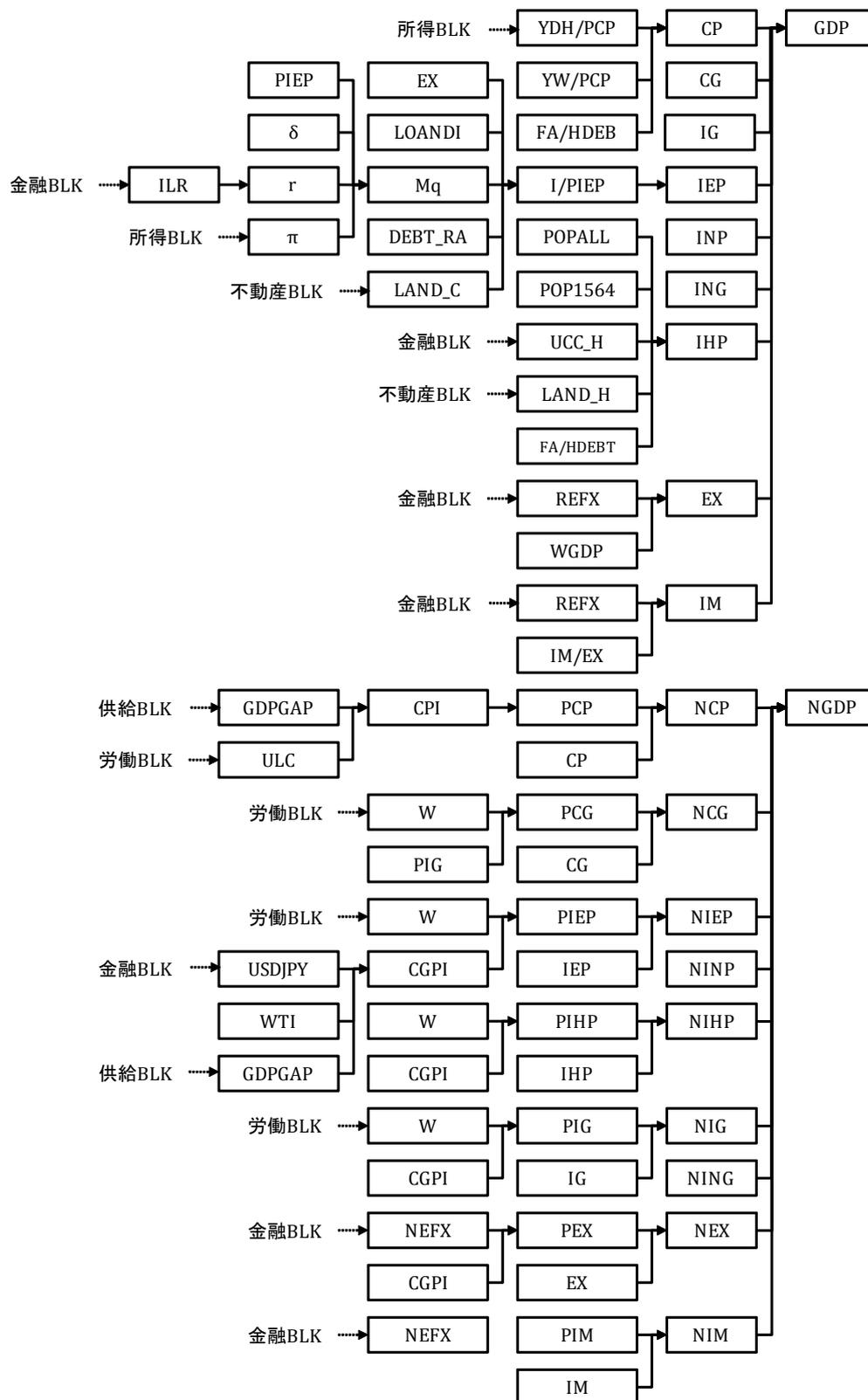
方程式体系の記号の表記ルールは、「log」は自然対数を、「 Δ 」は階差を、係数値の下に示す()内の数値は t 値をそれぞれ表している。時点については暦年ベースの表記としているため、第 1 四半期 (1Q) は 1-3 月、第 2 四半期 (2Q) は 4-6 月、第 3 四半期 (3Q) は 7-9 月、第 4 四半期 (4Q) は 10-12 月の計数を表している。なお、式番号は前章とは継続せず、1 から開始している。

図表 平成 25 年度モデルの方程式一覧

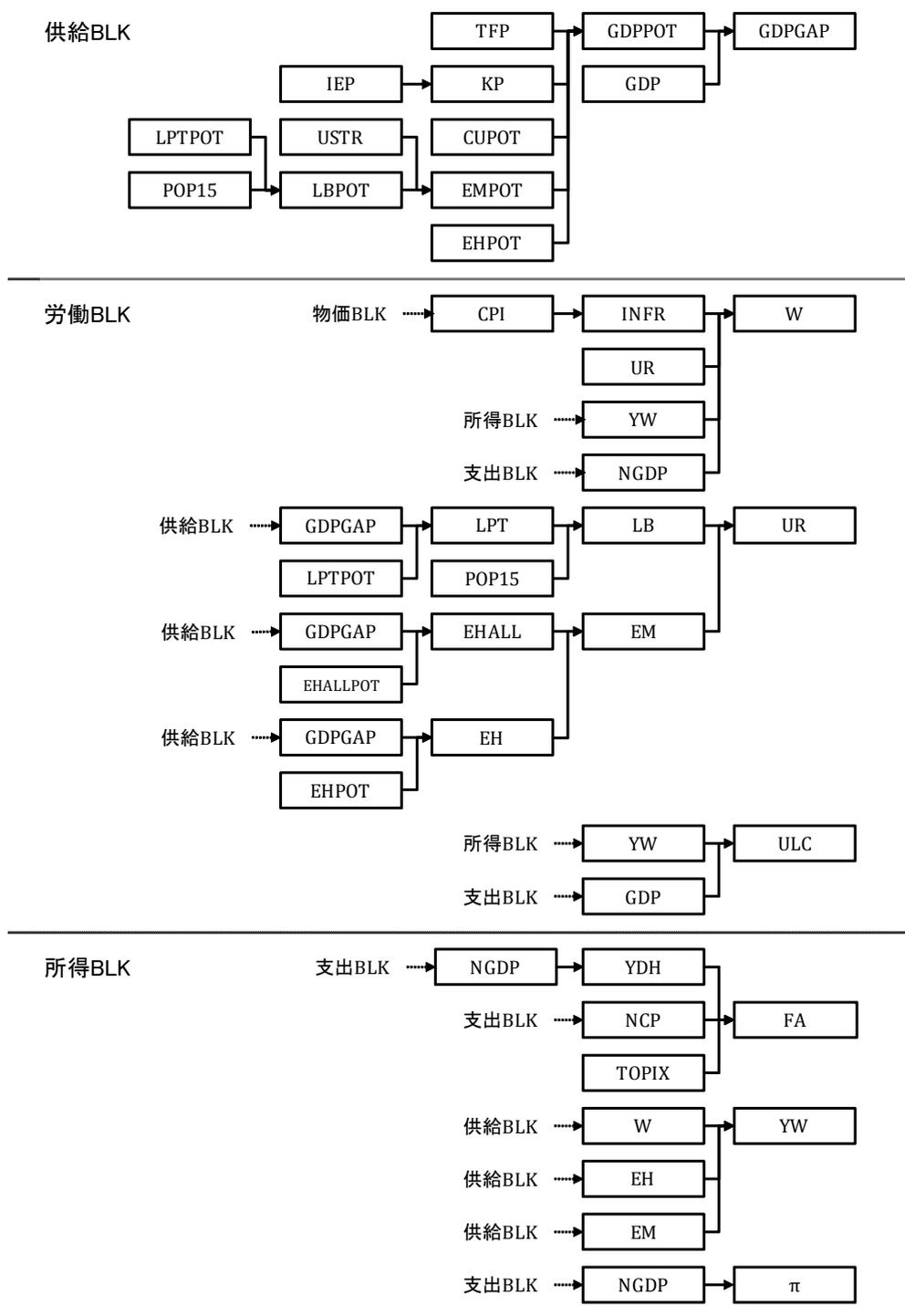
ブロック	方程式	式番号
需要	実質民間最終消費支出	1
	名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース)	2
	トービンの限界 q	3
	実質民間固定資本形成(企業設備)	4
	実質民間固定資本形成(住宅)	5
	実質財貨・サービスの輸出	6
	実質財貨・サービスの輸入	7
	実質国内総生産	8
	名目民間最終消費支出	9
	名目政府最終消費支出	10
	名目民間固定資本形成(企業設備)	11
	名目民間固定資本形成(住宅)	12
	名目公的固定資本形成	13
	名目財貨・サービスの輸出	14
	名目財貨・サービスの輸入	15
	名目国内総生産	16
供給	潜在 GDP	17
	GDP ギャップ	18
	潜在成長率	19
	潜在就業者数	20
	潜在労働力人口	21
	実質民間資本ストック(民間企業資本ストックベース)	22
	名目民間資本ストック(法人企業統計ベース)	23
労働	時間あたり賃金	24
	一人あたり労働時間	25

	労働参加率	26
	就業者数	27
	労働力人口	28
	総労働時間	29
	完全失業率	30
	ユニットレバーコスト	31
物価	消費者物価指数(CPI)	32
	インフレ率	33
	企業物価指数	34
	民間最終消費支出デフレーター	35
	政府最終消費支出デフレーター	36
	民間固定資本形成デフレーター(企業設備)	37
	民間固定資本形成デフレーター(住宅)	38
	公的固定資本形成デフレーター	39
	財貨・サービスの輸出デフレーター	40
	財貨・サービスの輸入デフレーター	41
	国内総生産デフレーター	42
所得	家計可処分所得	43
	雇用者報酬	44
	家計金融資産	45
	利潤率	46
不動産	地価(全用途)	47
	地価(住宅地)	48
	地価(商業地)	49
	土地資産額(家計保有分)	50
	土地資産額(民間法人保有分)	51
	土地取引量	52
金融	長期金利(10年物国債利回り)	53
	名目GDP成長率(後方3年移動平均)	54
	住宅ローン金利	55
	企業財務金利	56
	マネーストック	57
	資本コスト(土地)	58
	期待地価上昇率	59
	資本コスト(住宅)	60
	期待住宅価格上昇率	61
	名目実効為替レート	62
	実質実効為替レート	63
	実質実効為替レート(後方3年移動平均)	64
	円ドル為替レート	65

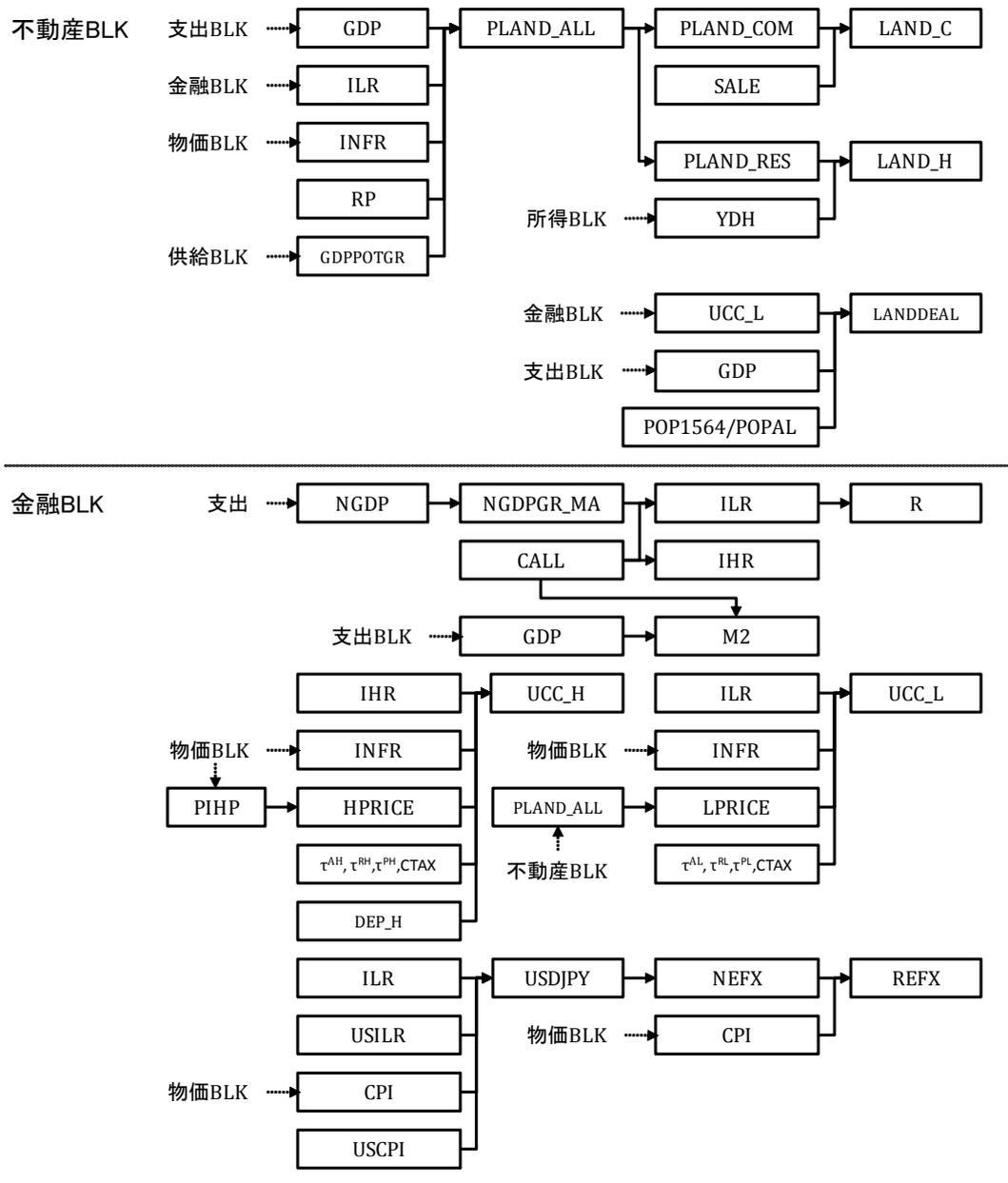
図表 平成 25 年度モデルの構造（支出ブロック・物価ブロック）



図表 平成 25 年度モデルの構造（供給ブロック・労働ブロック）



図表 平成 25 年度モデルの構造（不動産・金融ブロック）



1. 支出ブロック

実質民間最終消費支出:CP

実質民間最終消費支出は、長期的にはライフサイクル・恒常所得仮説に基づき、実質雇用者報酬及び金融資産残高と負債残高の比率で定義した純金融資産により決定されると想定し、短期的には実質可処分所得と消費税導入時・増税時を表すダミー変数で変動する誤差修正型の定式化とした。

$$\begin{aligned} \Delta \log(CP_t) = & 0.004 + 0.300 \Delta \log\left(\frac{YDH_t}{PCP_t/100}\right) - 0.027D89Q2 - 0.032D97Q2 \\ & (5.083) \quad (3.650) \quad \quad \quad (-3.308) \quad \quad \quad (-3.898) \\ & -0.357 \left[\log(CP_{t-1}) - 0.277 - 0.949 \log\left(\frac{YW_{t-1}}{PCP_{t-1}/100}\right) - 0.107 \left(\frac{FA_{t-1}}{HDEBT_{t-1}}\right) \right] \\ & (-5.443) \end{aligned} \quad (1)$$

Sample: 1981Q1-2012Q4 修正 R²:0.365 DW: 1.937

CP:実質民間最終消費支出 YW:雇用者報酬 PCP:民間最終消費支出デフレータ FA:家計金融資産 HDEBT:家計負債残高 YDH:家計可処分所得 D89Q2:消費税導入ダミー(1989Q2=1) D97Q2:消費税増税ダミー(1997Q2=1)

名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース):I

民間企業設備投資は、長期的には設備投資の収益性を表すトービンの限界q、土地担保価値を表す実質土地資産額と企業の財務状態を表す負債比率で決定されると想定し、短期的には実質輸出と貸出態度DIのラグで変動する誤差修正型の定式化とした。

$$\begin{aligned} \Delta \log\left(\frac{I_t}{PIEP_t/100}\right) = & -0.008 + 0.260 \Delta \log(EX_t) + 0.001LOANDI_{t-1} \\ & (-1.945) \quad (3.206) \quad \quad \quad (2.666) \\ & -2.772 \left[\frac{I_{t-1}/(PIEP_{t-1}/100)}{K_{t-2}/(PIEP_{t-2}/100)} - 0.011 - 0.014Mq_{t-1} \right. \\ & \quad \quad \quad + 0.003 \frac{DEBT_RATIO_{t-1}}{100} \\ & \quad \quad \quad \left. - 0.021 \frac{LAND_{C_{t-1}}/(PIEP_{t-1}/100)}{K_{t-2}/(PIEP_{t-2}/100)} \right] \\ & (-3.233) \end{aligned} \quad (2)$$

Sample: 1990Q2-2012Q4 修正 R²:0.228 DW: 1.977

I:名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース) PIEP:民間固定資本形成デフレータ(企業設備) K:名目民間企業資本ストック(法人企業統計ベース) Mq:トービンの限界q LAND_C:土地資産額(民間法人部門) DEBT_RATIO:負債比率 EX:実質財貨・サービス

の輸出 LOANDI:貸出態度 DI

トービンの限界 q:Mq

トービンの限界 q は、小川(2003)に基づき以下の式で計算している。導出方法については後掲「V.2.変数作成方法」で詳述する。

$$Mq_t = \frac{\pi_t}{(PIEP_t/100)} \times \frac{1+r_t}{r_t+\delta_t} \quad (3)$$

Mq : トービンの限界 q π : 利潤率(営業利益÷期末資本ストック) $PIEP$: 民間固定資本形成デフレータ(企業設備) r : 財務金利(支払利子÷(借入金+社債残高)) δ : 減価償却率(減価償却費÷期末資本ストック)

※資本ストックのデータはいずれも「名目民間資本ストック(法人企業統計)」を使用

実質民間固定資本形成(企業設備):IEP

式(2)で定式化した民間企業設備投資は法人企業統計のデータであり、SNA の設備投資とは一致しない。そこで、法人企業統計ベースの設備投資を以下の関数によって SNA の実質民間固定資本形成(企業設備)に接続している。

$$\log(IEP_t) = -3.333 + 0.806 \log\left(\frac{I_t}{PIEP_t/100}\right) \quad (4)$$

(-17.795) (68.878)

Sample: 1980Q1-2012Q4 修正 R²:0.973 DW: 0.257

IEP:実質民間固定資本形成(企業設備) I: 名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース)

実質民間固定資本形成(住宅):IHP

実質民間固定資本形成(住宅)は、長期的には資本コスト、担保価値を表す実質土地資産額、金融資産残高と負債残高の比率で定義した純金融資産により決定されると想定し、短期的には自己ラグ及び消費税増税前の駆け込み需要を表すダミー変数で変動する誤差修正型の定式化とした。

$$\begin{aligned} \Delta \log(IHP_t) = & -0.003 + 0.508 \Delta \log(IHP_{t-1}) + 0.056 D_CTAX \\ & (-1.026) \quad (6.835) \quad (3.004) \\ & -0.006 \left[IHP_{t-1} + 33498.22 + 80.212 UCC_H_{t-1} - 0.0001 \frac{LAND_H_{t-1}}{PIHP_{t-1}/100} \right. \\ & \left. - 908.272 \frac{FA_{t-1}}{HDEBT_{t-1}} - 519.86 \left(\frac{POP1564_{t-1}}{POPALL_{t-1}} \times 100 \right) \right] \end{aligned} \quad (5)$$

(-5.913)

Sample: 1981Q2-2012Q4 修正 R²:0.353 DW: 1.837

IHP:実質民間固定資本形成(住宅) D_CTAX :消費税増税駆け込み需要ダミー
(1996Q1~1996Q4=1) UCC_H :資本コスト(住宅) LAND_H :土地資産額(家計保有分)
PIHP : 民間固定資本形成デフレーター(住宅) FA :家計金融資産 HDEBT :家計負債残高
POP1564 :生産年齢人口 POPALL :総人口

実質財貨・サービスの輸出:EX

実質財貨・サービスの輸出は、海外需要及び実質実効為替レートとの間に長期均衡関係を想定し、短期的にはこれらの変数の変動と自己ラグによって説明する誤差修正型の定式化とした。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{EX}_t) = & -0.011 + 0.138\Delta \log(\text{EX}_{t-1}) - 0.146\Delta \log(\text{REFX}_t) + 3.611\Delta \log(\text{WGDP}_t) \\ & (2.218) \quad (1.876) \quad (-2.474) \quad (6.981) \\ & -0.199[\log(\text{EX}_{t-1}) + 20.494 - 1.88 \log(\text{WGDP}_{t-1}) + 0.4 \log(\text{REFX}_{t-1})] \\ & (-4.277) \end{aligned} \quad (6)$$

Sample: 1980Q3-2012Q4 修正 R²:0.432 DW: 2.175

EX:実質財貨・サービスの輸出 REFX:実質実効為替レート WGDP:世界 GDP

実質財貨・サービスの輸入:IM

実質財貨・サービスの輸入は、一上他(2009)の考え方を踏襲して、輸出・輸入比率及び実質実効為替レートの移動平均との間に長期均衡関係を想定し、短期的には実質輸出、実質GDPの変動によって説明する誤差修正型の定式化とした。説明変数に輸出が含まれるのは、一上他(2009)でも指摘されているように、輸出と輸入が両建てで変動する傾向があることによる。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{IM}_t) = & 0.001 + 0.392\Delta \log(\text{EX}_t) + 0.691\Delta \log(\text{GDP}_{t-1}) \\ & (0.595) \quad (7.288) \quad (3.663) \\ & -0.128 \left[\log \left(\frac{\text{IM}_{t-1}}{\text{EX}_{t-1}} \right) + 0.699 - 0.629 \log \left(\frac{\text{REFX_MA}_{t-1}}{100} \right) \right] \\ & (-4.603) \end{aligned} \quad (7)$$

Sample: 1980Q3-2012Q4 修正 R²:0.440 DW:1.779

IM:実質財貨・サービスの輸入 EX:実質財貨・サービスの輸出 GDP:実質国内総生産
REFX_MA:実質実効為替レート(後方3年移動平均)

実質国内総生産:GDP

実質国内総生産は、各々のコンポーネントの合計として定義される。

$$GDP_t = CP_t + CG_t + IEP_t + IHP_t + IG_t + INP_t + ING_t + EX_t - IM_t \quad (8)$$

GDP :実質国内総生産 CP :民間最終消費支出 CG :実質政府最終消費支出 IEP :実質民間固定資本形成(企業設備) IHP :実質民間固定資本形成(住宅) IG :実質公的固定資本形成 INP :実質民間在庫品増加 ING :実質公的在庫品増加 EX :実質財貨・サービスの輸出 IM :実質財貨・サービスの輸入

名目民間最終消費支出:NCP

名目民間最終消費支出は、その実質値と民間最終消費支出デフレーターによって計算される。

$$NCP_t = CP_t \times \frac{PCP_t}{100} \quad (9)$$

NCP :名目民間最終消費支出 CP :実質民間最終消費支出 PCP :民間最終消費支出デフレーター

名目政府最終消費支出:NCG

名目政府最終消費支出は、その実質値と政府最終消費支出デフレーターによって計算される。

$$NCG_t = CG_t \times \frac{PCG_t}{100} \quad (10)$$

NCG :名目政府最終消費支出 CG :実質政府最終消費支出 PCG :政府最終消費支出デフレーター

名目民間固定資本形成(企業設備):NIEP

名目民間固定資本形成(企業設備)は、その実質値と民間固定資本形成デフレーター(企業設備)によって計算される。

$$NIEP_t = IEP_t \times \frac{PIEP_t}{100} \quad (11)$$

NIEP :名目民間固定資本形成(企業設備) IEP :実質民間固定資本形成(企業設備) PIEP :民間固定資本形成デフレーター(企業設備)

名目民間固定資本形成(住宅):NIHP

名目民間固定資本形成(住宅)は、その実質値と民間固定資本形成デフレーター(住宅)によって計算される。

$$NIHP_t = IHP_t \times \frac{PIHP_t}{100} \quad (12)$$

NIHP :名目民間固定資本形成(住宅) IHP :実質民間固定資本形成(住宅) PIHP :民間固定資本形成デフレーター(住宅)

名目公的固定資本形成:NIG

名目公的固定資本形成は、その実質値と公的固定資本形成デフレーターによって計算される。

$$NIG_t = IG_t \times \frac{PIG_t}{100} \quad (13)$$

NIG :名目公的固定資本形成 IG :実質公的固定資本形成 PIG :公的固定資本形成デフレーター

名目財貨・サービスの輸出:NEX

名目財貨・サービスの輸出は、その実質値と財貨・サービスの輸出デフレーターによって計算される。

$$NEX_t = EX_t \times \frac{PEX_t}{100} \quad (14)$$

NEX :名目財貨・サービスの輸出 EX :実質財貨・サービスの輸出 PEX :財貨・サービスの輸出デフレーター

名目財貨・サービスの輸入:NIM

名目財貨・サービスの輸入は、その実質値と財貨・サービスの輸入デフレーターによって計算される。

$$NIM_t = IM_t \times \frac{PIM_t}{100} \quad (15)$$

NIM :名目財貨・サービスの輸入 IM :実質財貨・サービスの輸入 PIM :財貨・サービスの輸入デフレーター

名目国内総生産:NGDP

名目国内総生産は、各々のコンポーネントの合計として定義される。

$$NGDP_t = NCP_t + NCG_t + NIEP_t + NIHP_t + NIG_t + NINP_t + NING_t + NEX_t - NIM_t \quad (16)$$

NGDP :名目国内総生産 NCP :名目最終消費支出 NCG :名目政府最終消費支出 NIEP :
名目民間固定資本形成(企業設備) NIHP :名目民間固定資本形成(住宅) NIG :名目公的
固定資本形成 NINP :名目民間在庫品増加 NING :名目公的在庫品増加 NEX :名目財
貨・サービスの輸出 NIM :名目財貨・サービスの輸入

2. 供給ブロック

潜在 GDP:GDPPOT

潜在 GDP は、内閣府(2009)を踏襲し、コブ・ダグラス型生産関数から逆算した全要素生産性、実質民間企業資本ストック、潜在稼働率、潜在就業者数、潜在一人あたり労働時間から計算される。なお、潜在 GDP の作成方法については「V.2.変数作成方法」で詳述する。

$$\text{GDPPOT}_t = \exp[\log(\text{TFP}_t) + 0.33 \log(\text{KP}_t \times \text{CUPOT}_t) + 0.67 \log(\text{EMPOT}_t \times \text{EHPOT}_t)] \quad (17)$$

GDPPOT:潜在 GDP TFP:全要素生産性 KP:実質民間企業資本ストック(民間企業資本ストックベース) CUPOT:潜在資本稼働率 EMPOT:潜在就業者数 EHPOT:潜在一人あたり労働時間

GDP ギャップ:GDPGAP

GDP ギャップは、実質 GDP と潜在 GDP の乖離率として定義される。

$$\text{GDPGAP}_t = \frac{\text{GDP}_t - \text{GDPPOT}_t}{\text{GDPPOT}_t} \times 100 \quad (18)$$

GDPGAP:GDP ギャップ GDP:実質国内総生産 GDPPOT:潜在 GDP

潜在成長率 GDPPOTGR

潜在成長率は、潜在 GDP の前年同期比として定義される。

$$\text{GDPPOTGR}_t = \frac{\text{GDPPOT}_t - \text{GDPPOT}_{t-4}}{\text{GDPPOT}_{t-4}} \times 100 \quad (19)$$

GDPPOTGR:潜在成長率 GDPPOT:潜在 GDP

潜在就業者数:EMPOT

潜在就業者数は、潜在労働力人口と構造失業率から計算される。なお、構造失業率の作成方法については「V.2.変数作成方法」で詳述する。

$$\text{EMPOT}_t = \text{LB POT}_t \times \left(1 - \frac{\text{URSTR}}{100}\right) \quad (20)$$

EMPOT:潜在就業者数 LB POT:潜在労働力人口 URSTR:構造失業率

潜在労働力人口:LBPOT

潜在労働力人口は、15歳以上人口と潜在労働参加率によって計算される。潜在労働参加率は、労働参加率の実績値をHPフィルターで平準化して作成した。

$$LBPOT_t = POP15_t \times \frac{LPTPOT_t}{100} \quad (21)$$

LBPOT:潜在労働力人口 POP15:15歳以上人口 LPTPOT:潜在労働参加率

実質民間資本ストック(民間企業資本ストックベース):KP

「民間企業資本ストック」の資本ストックは粗ベースの計数であるため、「当期末資本ストック＝期首ストック＋当期新規投資」という恒等関係が成立するはずである。しかし、「民間企業資本ストック」と「SNA」では統計作成方法が異なるため、厳密にはこの関係は成り立たない。このため、上記の恒等関係を基に以下の回帰式により定式化した。

$$KP_t = 0.990(KP_{t-1} + IEP_t) \quad (22)$$

(2724.148)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.999 DW: 1.689

KP:実質民間資本ストック(民間企業資本ストックベース) IEP: 実質民間固定資本形成(企業設備)

名目民間資本ストック(法人企業統計ベース):K

「法人企業統計」の資本ストックは純ストックであるため、「当期末資本ストック＝期首ストック＋当期新規投資－当期資本減耗」という恒等関係を想定し、以下の回帰式により定式化した。

$$K_t = 0.958K_{t-1} + 1.028I_t \quad (23)$$

(125.282) (6.035)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.996 DW: 2.345

K:名目民間資本ストック(法人企業統計ベース) I:名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース)

3. 労働ブロック¹²

時間あたり賃金:W

時間あたり賃金は、長期的には雇用者報酬を名目 GDP で除すことで得られる労働分配率が一定という関係を想定し、短期的にはインフレ率及び完全失業率で変動する誤差修正型の定式化とした。なお、時間あたり賃金は雇用者報酬を就業者数×一人あたり労働時間で除して作成している（いずれも実績値）。

$$\Delta \log(W_t) = 0.017 + 0.002 \text{INFR}_t - 0.004 \text{UR} - 0.181 \left[\frac{\text{YW}_{t-1}}{\text{NGDP}_{t-1}} - 0.521 \right] \quad (24)$$

(2.950) (1.874) (-2.745) (-2.489)

Sample: 1981Q1-2012Q4 修正 R²:0.289 DW: 2.766

W :時間あたり賃金 INFR :インフレ率 UR :完全失業率 YW :雇用者報酬 NGDP :名目国内総生産

一人あたり労働時間:EH

一人あたり労働時間は、長期的には潜在一人あたり労働時間に一致するという関係を想定し、短期的には景気動向を示す GDP ギャップで変動する誤差修正型の定式化とした。潜在一人あたり労働時間は、一人あたり労働時間の実績値を HP フィルターで平準化して作成した。

$$\Delta \log(EH_t) = -0.001 + 0.053 \left(\frac{\text{GDPGAP}_t}{100} \right) - 0.473 [\log(EH_{t-1}) - \log(\text{EHPOT}_{t-1})] \quad (25)$$

(-2.048) (2.252) (-6.027)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.209 DW: 2.030

EH :一人あたり労働時間 GDPGAP :GDP ギャップ EHPOT :潜在一人あたり労働時間

労働参加率:LPT

労働参加率は、長期的には潜在労働参加率に一致するという関係を想定し、短期的には景気動向を示す GDP ギャップで変動する誤差修正型の定式化とした。

$$\Delta \log(LPT_t) = -0.0006 + 0.029 \left(\frac{\text{GDPGAP}_t}{100} \right) - 0.374 [\log(LPT_{t-1}) - \log(\text{LPTPOT}_{t-1})] \quad (26)$$

(-2.117) (2.972) (-5.382)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.219 DW: 2.187

LPT :労働参加率 GDPGAP :GDP ギャップ LPTPOT :潜在労働参加率

¹² 労働ブロックについては、(式(24)～(31))は、福山(2010)による定式化を踏襲している。

就業者数:EM

就業者数は、総労働時間と一人あたり労働時間から計算される。

$$EM_t = \left(\frac{EHALL_t}{EH_t} \right) \div 10000 \quad (27)$$

EM:就業者数 EHALL:総労働時間 EH:一人あたり労働時間

労働力人口:LB

労働力人口は、15歳以上人口と労働参加率から計算される。

$$LB_t = POP15_t \times \frac{LPT_t}{100} \quad (28)$$

LB:労働力人口 POP15:15歳以上人口 LPT:労働参加率

総労働時間:EHALL

総労働時間は、長期的には潜在総労働時間に一致するという関係を想定し、短期的には景気動向を示すGDPギャップで変動する誤差修正型の定式化とした。潜在総労働時間は、総労働時間の実績値をHPフィルターで平準化して作成した。

$$\begin{aligned} \Delta \log(EHALL_t) = & -0.0003 + 0.135 \left(\frac{GDPGAP_t}{100} \right) \\ & (-0.396) (5.129) \\ & -0.448[\log(EHALL_{t-1}) - \log(EHALLPOT_{t-1})] \\ & (-6.760) \end{aligned} \quad (29)$$

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.280 DW: 2.095

EHALL:総労働時間 GDPGAP:GDPギャップ EHALLPOT:潜在総労働時間

完全失業率:UR

完全失業率は、労働力人口から就業者数を除いた完全失業者数の、労働力人口に対する比率として計算される。

$$UR_t = \frac{LB_t - EM_t}{LB_t} \times 100 \quad (30)$$

UR:完全失業率 LB:労働力人口 EM:就業者数

ユニットレーバークスト:ULC

ユニットレーバークストは、実質 GDP に対する雇用者報酬の比率として定義される。

$$ULC_t = \frac{YW_t}{GDP_t} \quad (31)$$

ULC :ユニットレーバークスト YW :雇用者報酬 GDP :実質国内総生産

4. 物価ブロック

消費者物価指数:CPI

消費者物価指数は、長期的には時間あたり賃金との共和分関係を想定し、短期的には GDP ギャップ、ユニットレーバークスト、消費税増税を表すダミー変数で変動する誤差修正型の定式化とした。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{CPI}_t) = & 0.002 + 0.107 \left(\frac{\text{GDPGAP}_t}{100} \right) + 0.137 \Delta \log(\text{ULC}_t) + 0.015 \text{D97Q2} \\ & (4.749) \quad (6.718) \qquad (4.337) \qquad (2.962) \\ & -0.241 [\log(\text{CPI}_{t-1}) - 1.868 - 0.358 \log(\text{W}_{t-1})] \\ & (-5.972) \\ & \text{Sample: 1980Q2-2012Q4} \quad \text{修正 } R^2: 0.445 \quad \text{DW: 2.472} \end{aligned} \quad (32)$$

CPI :消費者物価指数 GDPGAP :GDP ギャップ ULC :ユニットレーバークスト
D97Q1 :消費税増税ダミー(1997Q1=1) W :時間あたり賃金

インフレ率:INFR

インフレ率は、消費者物価指数の対前年同期比として計算される。

$$\text{INFR}_t = \frac{\text{CPI}_t - \text{CPI}_{t-4}}{\text{CPI}_{t-4}} \times 100 \quad (33)$$

INFR :インフレ率 CPI :消費者物価指数

企業物価指数:CGPI

企業物価指数は、福山他(2010)を参考に、その前期比を自己ラグ、円建原油価格、GDP ギャップで説明する定式化としている。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{CGPI}_t) = & -0.001 + 0.304 \Delta \log(\text{CGPI}_{t-1}) + 0.029 \Delta \log(\text{USDJPY}_t \times \text{WTI}_t) \\ & (-0.915) \quad (3.794) \qquad (7.093) \\ & + 0.065 \left(\frac{\text{GDPGAP}_t}{100} \right) + 0.02 \text{D08Q208Q3} \\ & (2.783) \qquad (4.597) \\ & \text{Sample: 1990Q1-2012Q4} \quad \text{修正 } R^2: 0.581 \quad \text{DW: 2.122} \end{aligned} \quad (34)$$

CGPI :企業物価指数 USDJPY :円ドル為替レート WTI :ドル建原油価格
GDPGAP :GDP ギャップ D08Q208Q3 :ダミー変数(2008Q2-Q3=1)

民間最終消費支出デフレーター:PCP

民間最終消費支出デフレーターは、その前期比を消費者物価指数の前期比で説明する定式化としている。これは、民間最終消費支出デフレーターと消費者物価指数のカバーする品目がほぼ同じであることによる¹³。

$$\Delta \log(\text{PCP}_t) = -0.0001 + 0.599\Delta \log(\text{CPI}_t) \quad (35)$$

(-0.476) (14.113)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.604 DW:2.168

PCP: 民間最終消費支出デフレーター CPI: 消費者物価指数

政府最終消費支出デフレーター:PCG

政府最終消費支出デフレーターは、福山他(2010)を参考に、その前期比を時間あたり賃金の前期比と公的固定資本形成デフレーターの前期比で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PCG}_t) = -0.0003 + 0.244\Delta \log(W_t) + 0.295\Delta \log(\text{PIG}_t) \quad (36)$$

(-0.304) (3.712) (2.462)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.155 DW:2.785

PCG: 政府最終消費支出デフレーター W: 時間あたり賃金 PIG: 公的固定資本形成デフレーター

民間固定資本形成デフレーター(企業設備):PIEP

民間固定資本形成デフレーター(企業設備)は、その前期比を自己ラグ、機械設備等の代理変数として企業物価指数の前期比、従業員人件費の代理変数として時間あたり賃金の前期比で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PIEP}_t) = -0.002 + 0.341\Delta \log(\text{PIEP}_{t-1}) + 0.200\Delta \log(\text{CGPI}_t) + 0.069\Delta \log(W_t) \quad (37)$$

(-4.783) (5.477) (6.073) (2.919)

Sample: 1980Q3-2012Q4 修正 R²:0.497 DW:2.320

PIEP: 民間固定資本形成デフレーター(企業設備) CGPI: 企業物価指数 W: 時間あたり賃金

¹³ 式(35)~(40)のデフレーターの定式化は、福山他(2010)を参考にしている。福山他(2010)におけるデフレーターは、材料費要因として企業物価指数、人件費要因として時間あたり賃金によって説明する定式化となっている。

民間固定資本形成デフレーター(住宅):PIHP

民間固定資本形成デフレーター（住宅）は、その前期比を自己ラグ、資材費の代理変数として企業物価指数の前期比、建設従事者等の人件費コストの代理変数として時間あたり賃金の前期比（2期ラグ）で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PIHP}_t) = 0.001 + 0.332\Delta \log(\text{PIHP}_{t-1}) + 0.397\Delta \log(\text{CGPI}_t) + 0.078\Delta \log(\text{W}_{t-2}) \quad (38)$$

(2.348) (4.927) (7.125) (2.210)

Sample: 1980Q4-2012Q4 修正 R²:0.472 DW:1.985

PIHP :民間固定資本形成デフレーター(住宅) CGPI :企業物価指数 W :時間あたり賃金

公的固定資本形成デフレーター:PIG

公的固定資本形成デフレーターは、材料費の代理変数として企業物価指数の前期比、労務費の代理変数として時間あたり賃金の前期比で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PIG}_t) = 0.001 + 0.542\Delta \log(\text{CGPI}_t) + 0.090\Delta \log(\text{W}_t) \quad (39)$$

(2.298) (14.280) (3.063)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.632 DW:1.698

PIG :公的固定資本形成デフレーター CGPI :企業物価指数 W :時間あたり賃金

財貨・サービスの輸出デフレーター:PEX

財貨・サービスの輸出デフレーターは、名目実効為替レートの前期比と企業物価指数の前期比で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PEX}_t) = -0.001 - 0.401\Delta \log(\text{NEFX}_t) + 0.432\Delta \log(\text{CGPI}_t) \quad (40)$$

(-1.159) (-19.013) (4.453)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.772 DW:1.789

PEX :財貨・サービスの輸出デフレーター NEFX :名目実効為替レート CGPI :企業物価指数

財貨・サービスの輸入デフレーター:PIM

財貨・サービスの輸入デフレーターは、自己ラグ、名目実効為替レートの前期比、円建原油価格の前期比で説明する定式化としている。

$$\begin{aligned} \Delta \log(PIM_t) = & 0.002 + 0.277\Delta \log(PIM_{t-1}) - 0.363\Delta \log(NEFX_t) \\ & (1.452) (6.069) \quad (-8.448) \\ & + 0.088\Delta \log(WTI_t \times USDJPY_t) + 0.049D08Q3 - 0.099D08Q4 \\ & (6.366) \quad (2.861) \quad (-4.690) \end{aligned} \quad (41)$$

Sample: 1987Q1-2012Q4 修正 R²:0.791 DW:2.237

PIM :財貨・サービスの輸入デフレーター NEFX :名目実効為替レート WTI :ドル建原油価格 USDJPY :円ドル為替レート D08Q3:ダミー変数(2008Q3=1) D08Q4:ダミー変数(2008Q4=1)

国内総生産デフレーター:PGDP

国内総生産デフレーターは、名目 GDP と実質 GDP からインプリシットに計算される。

$$PGDP_t = \frac{NGDP_t}{GDP_t} \times 100 \quad (42)$$

PGDP :国内総生産デフレーター NGDP :名目国内総生産 GDP :実質国内総生産

5. 所得ブロック

家計可処分所得:YDH

家計可処分所得は、名目 GDP に占める割合が長期的に安定していることから、名目 GDP のみで回帰する定式化としている。

$$YDH_t = 6365.789 + 0.537NGDP_t \quad (43)$$

(9.671) (92.182)

Sample: 1980Q1-2012Q4 修正 R²:0.985 DW:0.379

YDH:家計可処分所得 NGDP:名目国内総生産

雇業者報酬:YW

雇業者報酬は、時間あたり賃金、一人あたり労働時間、就業者数を掛け合わせたものとして定義している。

$$YW_t = \frac{W_t \times EH_t \times EM_t}{100000} \quad (44)$$

YW:雇業者報酬 W:時間あたり賃金 EH:一人あたり労働時間 EM:就業者数

家計金融資産:FA

家計金融資産は定義上、現預金と現預金以外の資産（株式や投資信託等）から構成される。本モデルでは、家計金融資産の増分のうち、現預金の増分は名目貯蓄（可処分所得一名目消費）、現預金以外の資産の増分は株価変動（TOPIX 変化率）に連動すると想定した。

$$\Delta FA_t = 3602.440 + 1.715(YDH_t - NCP_t) + 47.527\Delta TOPIX_t \quad (45)$$

(3.008) (6.349) (7.872)

Sample: 1981Q1-2012Q4 修正 R²:0.462 DW:0.843

FA:家計金融資産 YDH:家計可処分所得 NCP:名目民間最終消費支出
TOPIX:東証株価指数

利潤率:π

利潤率は、名目 GDP の前期比で説明される定式化としている。

$$\pi_t = 0.040 + 0.744\Delta \log(NGDP_t) \quad (46)$$

(39.835) (9.668)

Sample: 1980Q4-2012Q4 修正 R²:0.416 DW:0.732

π:利潤率 NGDP:名目国内総生産

6. 不動産ブロック

地価(全用途):PLAND_ALL

地価（全用途）は、長期的には収益還元モデルにおける地代要因（実質 GDP）と割引率要因（名目金利－インフレ率＋リスクプレミアム－潜在成長率＋固定資産税実効税率）の水準との間に均衡関係を想定し、短期的には実質 GDP の前期比及び割引率要因の前期差によって変動する誤差修正型の定式化としている。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{PLAND_ALL}_t) = & -0.003 + 0.792 \Delta \log(\text{GDP}_t) \\ & (-4.892) \quad (13.436) \\ & -0.149 \Delta(\text{ILR}_t - \text{INFR}_t + \text{RP}_t - \text{GDPPOTGR}_t + \tau_t^{\text{PL}}) \\ & (-19.623) \\ & -0.059 [\log(\text{PLAND_ALL}_{t-1}) - 2.705 - 0.296 \log(\text{GDP}_{t-1}) \\ & \quad + 0.216(\text{ILR}_{t-1} - \text{INFR}_{t-1} + \text{RP}_{t-1} \\ & \quad - \text{GDPPOTGR}_{t-1} + \tau_{t-1}^{\text{PL}})] \\ & (-3.905) \end{aligned} \tag{47}$$

Sample: 1981Q2-2012Q4 修正 R²:0.822 DW:0.586

PLAND_ALL :地価(全用途) GDP :実質国内総生産 ILR :長期金利(10年物国債利回り)
INFR :インフレ率 RP :リスクプレミアム GDPPOTGR :潜在成長率 τ^{PL} :固定資産税
実効税率(土地)

地価(住宅地):PLAND_RES

地価（住宅地）は、地価（全用途）で説明される定式化としている。

$$\log(\text{PLAND_RES}_t) = 0.911 + 0.854 \log(\text{PLAND_ALL}_t) \tag{48}$$

(38.023) (185.057)

Sample: 1991Q1-2012Q4 修正 R²:0.997 DW:0.020

PLAND_RES :地価(住宅地) PLAND_ALL :地価(全用途)

地価(商業地):PLAND_COM

地価（商業地）は、地価（全用途）で説明される定式化としている。

$$\log(\text{PLAND_COM}_t) = -3.280 + 1.567 \log(\text{PLAND_ALL}_t) \tag{49}$$

(-23.789) (59.025)

Sample: 1991Q1-2012Q4 修正 R²:0.976 DW:0.008

PLAND_COM :地価(商業地) PLAND_ALL :地価(全用途)

土地資産額(家計保有分):LAND_H

土地資産額（家計保有分）は、住宅地地価と家計のアクティビティを表す可処分所得によって説明される定式化としている。

$$\log(\text{LAND_H}_t) = 4.570 + 1.064 \log(\text{PLAND_RES}_t) + 0.312 \log(\text{YDH}_t) \quad (50)$$

(16.453) (49.008) (11.468)

Sample: 1980Q4-2012Q4 修正 R²:0.995 DW:0.026

LAND_H:土地資産額(家計保有分) PLAND_RES:地価(住宅地) YDH:家計可処分所得

土地資産額(民間法人保有分):LAND_C

土地資産額（民間法人保有分）は、商業地地価と企業のアクティビティを表す売上高によって説明される定式化としている。

$$\log(\text{LAND_C}_t) = 6.104 + 0.661 \log(\text{PLAND_COM}_t) + 0.176 \log(\text{SALE}_t) \quad (51)$$

(3.960) (55.069) (2.277)

Sample: 1991Q1-2012Q4 修正 R²:0.977 DW:0.054

LAND_C:土地資産額(民間法人保有分) PLAND_COM:地価(商業地) SALE:売上高

土地取引件数:LANDDEAL

土地保有コストが小さく、経済活動が活性化し、住宅購入世代である生産年齢人口が多いほど、土地取引件数が増加すると想定し、資本コスト（土地）、経済活動実質 GDP 成長率、生産年齢人口比率によって説明する定式化とした。

$$\log(\text{LANDDEAL}_t) = 8.278 - 0.010 \text{UCC_L}_t \quad (52)$$

(23.206) (-4.675)

$$+ 1.874 \left(\frac{\text{GDP}_t - \text{GDP}_{t-4}}{\text{GDP}_{t-4}} \right) + 0.070 \left(\frac{\text{POP1564}_t}{\text{POPALL}_t} \times 100 \right)$$

(4.320) (13.157)

Sample: 1981Q1-2012Q4 修正 R²:0.741 DW:0.188

LANDDEAL:土地取引件数 UCC_L:資本コスト(土地) GDP:実質国内総生産
POP1564:生産年齢人口 POPALL:総人口

7. 金融ブロック

長期金利(10年物国債利回り):ILR

長期金利(10年物国債利回り)は、標準的な金利決定理論である純粋期待理論と、同じく標準的なマクロ経済理論であるIS-LM理論に基づき、政策金利である無担保コール翌日物レートと名目GDP成長率の後方3年移動平均によって説明する定式化とした¹⁴。

$$ILR_t = 1.626 + 0.473CALL_t + 0.228NGDPGR_MA_t \quad (53)$$

(24.172) (6.835) (3.929)

Sample: 1989Q1-2012Q4 修正 R²:0.913 DW:0.287

ILR:長期金利(10年物国債流通利回り) CALL:無担保コール翌日物レート

NGDPGR_MA:名目GDP成長率の後方3年移動平均

名目GDP成長率(後方3年移動平均):NGDPGR_MA

名目GDP成長率(後方3年移動平均)は、定義により以下の通り定式化としている。

$$NGDPGR_MA_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \frac{NGDP_{t-s} - NGDP_{t-s-4}}{NGDP_{t-s-4}} \quad (54)$$

NGDPGR_MA:名目GDP成長率の後方3年移動平均 NGDP:名目国内総生産

住宅ローン金利:IHR

住宅ローン金利は、都市銀行の店頭提示金利における変動金利を採用している。住宅ローンの変動金利は、日本銀行の政策金利である無担保コール翌日物レートに連動すると考えられていることから、当該金利によって説明する定式化とした。

$$IHR_t = 2.407 + 0.700CALL_t \quad (55)$$

(86.825) (69.436)

Sample: 1989Q1-2012Q4 修正 R²:0.981 DW:1.177

IHR:住宅ローン金利 CALL:無担保コール翌日物レート

企業財務金利:R

企業財務金利は、財務省「法人企業統計季報」の支払利子を、短期借入金、長期借入金、社債残高の和で除すことにより作成しており、企業部門が負担するストックベースの平均的な借入コストを表している。本モデルでは、この借入コストは無リスク金利である10年物国債利回りで説明する定式化とした¹⁵。

¹⁴ 純粋期待理論とは、長期金利は(予想)短期金利の平均値として決定されるというものである。金利決定理論に関する解説は岡部(1999)に詳しい。IS-LM分析とは、財市場と貨幣市場の均衡を前提にした理論的フレームワークであり、国民所得(GDP)の上昇は金利の上昇をもたらすと想定されている。

¹⁵ 企業の借入コストには、無リスク金利に加えて貸倒れコストや金融機関の経費等が含まれるが、これらの要素は観測不可能であるため、本モデルでは明示的には取扱っていない。

$$R_t = 0.002 + 0.272 \left(\frac{ILR_t}{100} \right) \quad (56)$$

(8.309) (57.446)

Sample: 1980Q1-2012Q4 修正 R²:0.962 DW:0.574

R:企業財務金利 ILR:長期金利(10年物国債利回り)

マネーストック:M2

マネーストックは、電力中央研究所(2012)を参考にし、短期金利である無担保コール翌日物レートと実質 GDP で説明する定式化とした。

$$\log(M2_t) = -13.215 - 0.010CALL_t + 2.470\log(GDP_t) \quad (57)$$

(-7.089) (-2.153) (15.526)

Sample: 1991Q1-2012Q4 修正 R²:0.858 DW:0.200

M2:マネーストック CALL:無担保コール翌日物金利 GDP:実質 GDP

資本コスト(土地):UCC_L

資本コスト(土地)は、石川(2005)に基づき、以下の通り定式化した。導出方法については後掲「V.2.変数作成方法」で詳述する。

$$UCC_L_t = \left[\left[\left(\frac{ILR_t - INFR_t - LPRICE_t}{100} \right) \times \left(1 + \frac{\tau_t^{AL} + \tau_t^{RL}}{100} \right) + \frac{\tau_t^{PL}}{100} \right] \times \frac{1}{(1 + CTAX_t/100)} \right] \times 100 \quad (58)$$

UCC_L:土地資本コスト ILR:長期金利 INFR:インフレ率 LPRICE:期待地価上昇率
 τ^{AL} :不動産取得税率(土地) τ^{RL} :登録免許税率(土地)
 τ^{PL} :固定資産税実効税率(土地) CTAX:消費税率

期待地価上昇率:LPRICE

資本コスト(土地)の構成要素である期待地価上昇率は、地価(全用途)上昇率の後方3年移動平均とした。

$$LPRICE_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \frac{PLAND_ALL_{t-s} - PLAND_ALL_{t-s-4}}{PLAND_ALL_{t-s-4}} \quad (59)$$

LPRICE:期待地価上昇率(後方3年移動平均) PLAND_ALL:地価(全用途)

資本コスト(住宅):UCC_H

資本コスト(住宅)は、石川(2005)に基づき、以下の通り定式化した。導出方法について

は後掲「V.2.変数作成方法」で詳述する。

$$UCC_H_t = \left[\left(\frac{IHR_t - INFR_t + DEP_H_t - HPRICE_t}{100} \right) \times \left(1 + \frac{\tau_t^{AH} + \tau_t^{RH}}{100} \right) + \frac{\tau_t^{PH}}{1 + CTAX/100} \right] \times 100 \quad (60)$$

UCC_H:住宅資本コスト IHR:住宅ローン金利 INFR:インフレ率 DEP_H:住宅減耗率
HPRICE:期待住宅価格上昇率 τ^{AH} :不動産取得税率(住宅) τ^{RH} :登録免許税率(住宅)
 τ^{PH} :固定資産税実効税率(住宅) CTAX:消費税率

期待住宅価格上昇率:HPRICE

資本コスト(住宅)の構成要素である期待住宅価格上昇率は、民間固定資本形成デフレーター(住宅)上昇率の後方3年移動平均とした。

$$HPRICE_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \frac{PIHP_{t-s} - PIHP_{t-s-4}}{PIHP_{t-s-4}} \quad (61)$$

HPRICE:期待住宅価格上昇率(後方3年移動平均)
PIHP:民間固定資本形成デフレーター(住宅)

名目実効為替レート:NEFX

名目実効為替レートは、その前期比が円ドルレートの前期比とダミー変数によって説明される定式化とした。ダミー変数は、名目実効為替レートが急激に円高方向に動いた1997年度第4四半期と2008年度第3四半期において使用している。

$$\Delta \log(NEFX_t) = 0.002 - 0.799\Delta \log(USDJPY_t) + 0.057D98Q1 + 0.097D08Q4 \quad (62)$$

(1.223) (-29.075) (3.742) (6.343)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.891 DW:1.211

NEFX:名目実効為替レート USDJPY:円ドルレート D98Q1:ダミー変数(1998Q1=1)
D08Q4:ダミー変数(2008Q4=1)

実質実効為替レート:REFX

実質実効為替レートは、その前期比が名目実効為替レートの前期比と国内物価要因を示す消費者物価指数の前期比によって説明される定式化とした。

$$\Delta \log(REFX_t) = -0.009 + 1.008\Delta \log(NEFX_t) + 0.504\Delta \log(CPI_t) \quad (63)$$

(-17.316) (93.053) (6.914)

Sample: 1980Q2-2012Q4 修正 R²:0.985 DW:1.077

REFX:実質実効為替レート NEFX:名目実効為替レート CPI:消費者物価指数

実質実効為替レート(後方3年移動平均):REFX_MA

実質実効為替レートの後方3年移動平均は以下の通り計算している。

$$\text{REFX_MA}_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \text{REFX}_{t-s} \quad (64)$$

REFX_MA:実質実効為替レート(後方3年移動平均) REFX:実質実効為替レート

円ドル為替レート:USDJPY

円ドル為替レートは、カバー無金利平価と購買力平価の理論に基づき、日米長期金利差と日米消費者物価水準差との間にそれぞれ長期均衡関係を想定し、短期的には自己ラグ及びダミー変数で説明される誤差修正型の定式化とした。ダミー変数は、対ドルで急激な円高が進行した1985年度第3四半期、1995年度第1四半期、1998年度第3四半期の3期において使用している。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{USDJPY}_t) = & 0.002 + 0.164\Delta \log(\text{USDJPY}_{t-1}) \\ & (0.448) (2.113) \\ & -0.010[\log(\text{USDJPY}_{t-1}) + 1.414(\text{ILR}_{t-1} - \text{USILR}_{t-1})] \\ & (-3.730) \\ & -0.064 \left[\log(\text{USDJPY}_{t-1}) - 4.465 - 1.216 \log \left(\frac{\text{CPI}_{t-1}}{\text{USCPI}_{t-1}} \right) \right] \\ & (-2.926) \\ & -0.161\text{D98Q4} - 0.149\text{D95Q2} - 0.119\text{D85Q4} \\ & (-3.828) \quad (-3.488) \quad (-2.799) \end{aligned} \quad (65)$$

Sample: 1980Q3-2012Q4 修正 R²:0.291 DW:1.866

USDJPY :円ドル為替レート ILR :長期金利 USILR :米国長期金利 CPI :消費者物価指数
USCPI :米国消費者物価指数 D98Q4 :ダミー変数(1998Q4=1) D95Q2:ダミー変数
(1995Q2=1) D85Q4 :ダミー変数(1985Q4=1)

V. 平成 25 年度モデルにおける変数

1. 変数表

平成 25 年度モデルで使用した変数は以下の通りである。内生変数 65 個、外生変数 43 個の合計 108 個のデータを使用している。別添の『国土交通省マクロ経済モデル更新マニュアル』では、108 個全ての変数について、元データの収集方法から加工方法まで詳しく説明されている。ただし、同マニュアルは作業手順に焦点を充てており、その背後にある考え方や導出過程の説明は不十分である。そこで本章の「2. 主要変数の作成方法」では、①潜在 GDP 作成方法、②トービンの限界 q の導出方法、③資本コスト（土地・住宅）の導出方法、④土地のリスクプレミアムの導出方法、について説明を加えている。

図表 変数表

記号	変数名	単位	方程式番号
CALL	無担保コール翌日物レート	%	外生変数
CG	実質政府最終消費支出	10 億円	外生変数
CGPI	企業物価指数	指数	34
CP	実質民間最終消費支出	10 億円	1
CPI	消費者物価指数	指数	32
CTAX	消費税率	%	外生変数
CUPOT	潜在資本稼働率	指数	外生変数
D_CTAX	消費税増税駆込ダミー(1996Q2~1997Q1=1)	—	外生変数
D08Q4	円高ダミー(2008Q4=1)	—	外生変数
D85Q4	円高ダミー(1985Q4=1)	—	外生変数
D89Q2	消費税導入ダミー(1989Q2=1)	—	外生変数
D95Q2	円高ダミー(1995Q2=1)	—	外生変数
D97Q2	消費税増税ダミー(1997Q2=1)	—	外生変数
D98Q1	円高ダミー(1998Q1=1)	—	外生変数
D98Q4	円高ダミー(1998Q4=1)	—	外生変数
DEP_H	住宅減耗率	%	外生変数
DRATIO	負債比率	%	外生変数
EH	一人あたり労働時間	時間	25
EHALL	総労働時間	時間	29
EHALLPOT	潜在総労働時間	時間	外生変数
EHPOT	潜在一人あたり労働時間	時間	外生変数

EM	就業者数	万人	27
EMPOT	潜在就業者数	万人	20
EX	実質財貨・サービスの輸出	10 億円	6
FA	家計金融資産残高	10 億円	45
GDP	実質国内総生産	10 億円	8
GDPGAP	GDP ギャップ	%	18
GDPPOT	潜在 GDP	10 億円	17
GDPPOTGR	潜在成長率	%	19
HDEBT	家計負債残高	10 億円	外生変数
HPRICE	期待住宅価格上昇率	%	61
I	名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース)	100 万円	2
IEP	実質民間固定資本形成(企業設備)	10 億円	4
IG	実質公的固定資本形成	10 億円	外生変数
IHP	実質民間固定資本形成(住宅)	10 億円	5
IHR	住宅ローン金利	%	55
ILR	長期金利(10 年物国債利回り)	%	53
IM	実質財貨・サービスの輸入	10 億円	7
INFR	インフレ率	%	33
ING	実質公的在庫品増加	10 億円	外生変数
INP	実質民間在庫品増加	10 億円	外生変数
K	名目民間企業資本ストック(法人企業統計ベース)	100 万円	23
KP	実質民間資本ストック(民間企業資本ストックベース)	10 億円	22
LAND_C	土地資産額(民間法人保有分)	10 億円	51
LAND_H	土地資産額(家計保有分)	10 億円	50
LANDDEAL	土地取引件数	件	52
LB	労働力人口	万人	28
LBPOT	潜在労働力人口	万人	21
LOANDI	金融機関貸出態度 DI	指数	外生変数
LPRICE	期待地価上昇率(後方 3 年移動平均)	%	59
LPT	労働参加率	%	26
LPTPOT	潜在労働参加率	%	外生変数
M2	マネーストック	億円	57
Mq	トービンの限界 q	-	3
NCG	名目政府最終消費支出	10 億円	10
NCP	名目民間最終消費支出	10 億円	9

NEFX	名目実効為替レート	指数	62
NEX	名目財貨・サービスの輸出	10 億円	14
NGDP	名目国内総生産	10 億円	16
NGDPGR_MA	名目国内総生産成長率(後方 3 年移動平均)	%	54
NIEP	名目民間固定資本形成(企業設備)	10 億円	11
NIG	名目公的固定資本形成	10 億円	13
NIHP	名目民間固定資本形成(住宅)	10 億円	12
NIM	名目財貨・サービスの輸入	10 億円	15
NING	名目公的在庫品増加	10 億円	外生変数
NINP	名目民間在庫品増加	10 億円	外生変数
PCG	政府最終消費支出デフレーター	指数	36
PCP	民間最終消費支出デフレーター	指数	35
PEX	財貨・サービスの輸出デフレーター	指数	40
PGDP	国内総生産デフレーター	指数	42
PIEP	民間固定資本形成デフレーター(企業設備)	指数	37
PIG	公的固定資本形成デフレーター	指数	39
PIHP	民間固定資本形成デフレーター(住宅)	指数	38
PIM	財貨・サービスの輸入デフレーター	指数	41
PLAND_ALL	地価(全用途)	指数	47
PLAND_COM	地価(商業地地)	指数	49
PLAND_RES	地価(住宅地)	指数	48
POP15	15 歳以上人口	万人	外生変数
POP1564	生産年齢人口	万人	外生変数
POPALL	総人口	万人	外生変数
r	財務金利	—	56
REFX	実質実効為替レート	指数	63
REFX_MA	実質実効為替レート(後方 3 年移動平均)	指数	64
RP	リスクプレミアム	%	外生変数
SALE	売上高	100 万円	外生変数
TFP	全要素生産性	—	外生変数
TOPIX	東証株価指数	指数	外生変数
UCC_H	資本コスト(住宅)	%	60
UCC_L	資本コスト(土地)	%	58
ULC	ユニットレバーコスト	—	31
UR	完全失業率	%	30

URSTR	構造失業率	%	外生変数
USCPI	米国消費者物価指数	指数	外生変数
USDJPY	円ドル為替レート	円/ドル	65
USILR	米国長期金利	%	外生変数
W	時間あたり賃金	円	24
WGDP	世界 GDP	100 万ドル	外生変数
WTI	ドル建原油価格	ドル/バレル	外生変数
YDH	家計可処分所得	10 億円	43
YW	雇用者報酬	10 億円	44
δ	減価償却率	-	外生変数
π	利潤率	-	46
τ^{AH}	不動産取得税率(住宅)	%	外生変数
τ^{AL}	不動産取得税率(土地)	%	外生変数
τ^{PH}	固定資産税実効税率(住宅)	%	外生変数
τ^{PL}	固定資産税実効税率(土地)	%	外生変数
τ^{RH}	登録免許税率(住宅)	%	外生変数
τ^{RL}	登録免許税率(土地)	%	外生変数

2. 主要変数の作成方法

(1) 潜在 GDP

潜在 GDP は、基本的に内閣府(2009)の方法に従い作成している。ここでは、潜在 GDP 作成上重要となる「全要素生産性」と潜在就業者数の計算で使用する「構造失業率」の作成方法について、説明する。

①全要素生産性

まず、以下のコブ・ダグラス型生産関数を想定する（資本分配率 α は 0.33 とする）。

$$Y_t = A_t(KP_t \cdot CU_t)^\alpha (EM_t \cdot EH_t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

Y:実質 GDP A:全要素生産性 KP:実質民間企業資本ストック CU:資本稼働率 EM:就業者数 EH:一人あたり労働時間

上式の両辺を $EM_t \cdot EH_t$ で割って自然対数をとると以下の式を得る。

$$\log\left(\frac{Y_t}{EM_t \cdot EH_t}\right) = \log A_t + \alpha \log\left(\frac{KP_t \cdot CU_t}{EM_t \cdot EH_t}\right) \quad (2)$$

式(2)に、実質 GDP、実質民間企業資本ストック、資本稼働率、就業者数、一人あたり労働時間を投入することで全要素生産性を逆算することが可能である。潜在 GDP を求める際は、ここで逆算された全要素生産性を HP フィルターで平準化した系列を使用する。

ただし、全要素生産性を逆算する際の資本稼働率、就業者数、一人あたり労働時間は「実現値」を使用し、潜在 GDP を求める際は潜在資本稼働率、潜在就業者数、潜在一人あたり労働時間といった「潜在概念」を使用している点に注意が必要である。本業務では、潜在資本稼働率は福山他(2010)に倣い期間平均値を（すなわち全期間一定）、潜在一人あたり労働時間は総務省「労働力調査」の「30人以上の総実労働時間（一般社員・パート含む）」を HP フィルターで平準化したものを使用している。潜在就業者数は、前掲「IV. 平成 25 年度マクロ経済モデルの方程式体系」の式(20)で示した通り潜在労働力人口と構造失業率から計算しているが、以下では構造失業率の作成方法について説明する。

②構造失業率

一般的に、「失業」は短期的な景気変動で発生する「循環的失業」と、需給のミスマッチ等から発生する「構造的失業」に分かれ、後者の概念で計測した失業率が構造失業率と呼

ばれている。構造失業率の推計例は枚挙に暇がないが、本業務では厚生労働省(2005)や伊藤他(2006)に倣い、UV分析を基に構造失業率を推計した。

具体的には、欠損率と失業率が等しい場合に成立する失業率を構造失業率とし、以下の式(3)を推計した上で構造失業率を推計する。ただし、推計においては失業率と欠損率の逆相関が安定していた1990年第1四半期から1994年第4四半期までのデータをサンプルとしている。推計結果から、欠損と失業の逆相関を表す係数は-0.564と推計された。

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 V_t \quad (3)$$

U:雇用失業率 V:欠損率

雇用失業率={完全失業者数÷(完全失業者数+雇用者数)}×100

欠損率={(有効求人数-就職件数)÷(有効求人数-就職件数+雇用者数)}×100

データ出所:総務省「労働力調査」厚生労働省「職業安定統計」

図表 UV曲線の推計結果

β_0	β_1	修正 R ²
4.489*** (23.598)	-0.564*** (-8.228)	0.778

注) 0内はt値を表す。***は、1%水準で有意であることを示す

欠損率と失業率が等しい場合の失業率、すなわち構造失業率を U_t^* は、以下の(4)式と(3)式を連立方程式として解いた解として求めることができる。

$$U_t = V_t \quad (4)$$

ここで、(3)式に式(4)を代入して整理すると、

$$(1 - \beta_1)U_t = \beta_0$$

であるから、以下の式(5)を得る。

$$U_t^* = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} \quad (5)$$

一方で、式(3)からは

$$\beta_0 = U_t - \beta_1 V_t$$

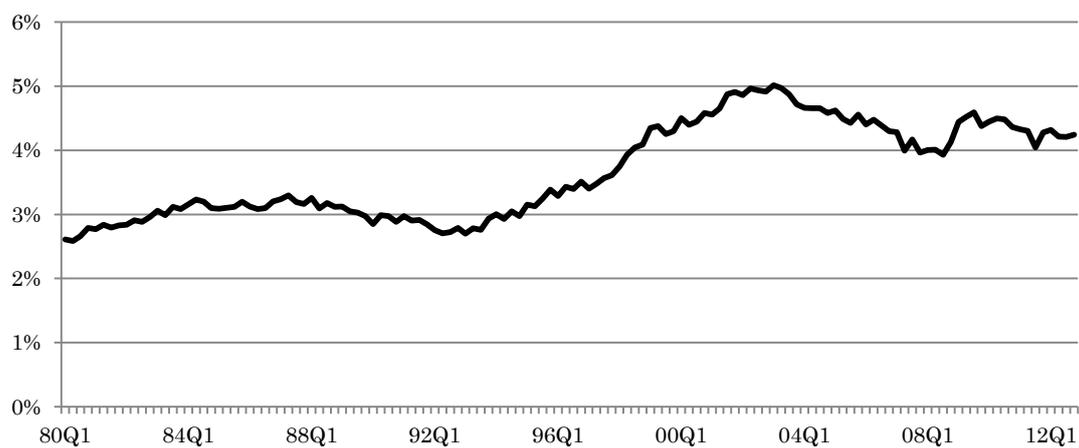
であるから、最終的に以下の式(6)を得る。

$$U_t^* = \frac{U_t - \beta_1 V_t}{1 - \beta_1} \quad (6)$$

つまり、UV曲線の推計で得られるパラメータ β_1 と失業率・欠損率の観測値を与えることで、

構造失業率 U_t^* を求めることができる¹⁶。これによって求めた構造失業率は以下の通りである¹⁷。以下に示した月次の構造失業率の四半期毎の平均値を計算し、潜在就業者数の推計に用いた。

図表 構造失業率の推移



¹⁶ これは、横軸に欠損率(V)、縦軸に失業率(U)をとったUV平面上に、各期のプロット点から傾き-0.428(UV曲線の推計で得られるパラメータ β_1)の直線を引き、45度線と交わる点(V,U)のUの値を求める作業を行うことと同義である。

¹⁷ 厚生労働省(2005)の第27図や伊藤(2006)の図表10にも構造失業率と実際の失業率の推移が示されているが、ここで計算した結果と概ね同じ結果となっている。

(2) トービンの限界 q

ここでは、設備投資関数の推計に使用したトービンの限界 q の導出方法について、小川(2003)を基に説明する。小川(2003)によると、トービンの限界 q とは投資から将来にわたって得られると予想される限界収益を現在価値に割り戻したものであり、投資の期待収益率に相当するものである。限界 q の定義を数式で表すと以下の式(7)の通りとなる。

$$Mq_t = \frac{1}{P_t} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} (1-\delta)^j \pi_{t+j} \right] \quad (7)$$

P : 投資財価格

β_{t+j} : 以下の式で定義される $t+j$ 期の割引ファクター

$$\beta_{t+j} = \prod_{i=1}^j (1+r_{t+i})^{-1}$$

r_{t+i} : $t+i$ 期の割引率

δ : 資本減耗率

π_{t+j} : 経常的な生産要素によって生み出される最大利潤を $t+j$ 期末の資本ストックで除した利潤率

$E_t[\]$: t 期において企業に利用可能な情報の下での条件付き期待値

ここで、利潤率と割引率が以下のようなランダム・ウォークに従うと仮定する。

$$\pi_{t+1} = \pi_t + u_{t+1} \quad (8)$$

$$r_{t+1} = r_t + v_{t+1} \quad (9)$$

u, v : 定常的なホワイトノイズ

(8)(9)が成立しているもとでは、式(7)を以下のように書き換えることが可能である。

$$Mq_t = \frac{1}{P_t} \left[\pi_t + \frac{(1-\delta)\pi_t}{1+r_t} + \frac{(1-\delta)^2\pi_t}{(1+r_t)^2} + \frac{(1-\delta)^3\pi_t}{(1+r_t)^3} + \frac{(1-\delta)^4\pi_t}{(1+r_t)^4} \dots \right] \quad (10)$$

式(10)の[]内は無等比級数の和の公式を適用できるので、最終的には以下のように整理できる。式(11)が平成 25 年度モデルで使用しているトービンの限界 q である。

$$Mq_t = \frac{1}{P_t} \left[\frac{\pi_t}{1 - \frac{1-\delta}{1+r_t}} \right] = \frac{\pi_t (1+r_t)}{P_t (r_t + \delta)} \quad (11)$$

(3) 資本コストの導出方法

石川(2005)の記述を若干詳細化しながら、資本コストの導出方法について説明する。まず、住宅サービスは家屋と土地による生産関数によってもたらされると仮定した上で、住宅サービスと住宅サービス以外の財・サービスを選択可能な消費者の通時的な効用最大化問題を以下のように設定する。

$$\int e^{-\rho t} U(C_t, F(K_t, L_t)) dt \quad (12)$$

$$\Delta W_t = (1 - \theta)y_t + (r - \pi_c)W_t - C_t(1 + t_c) - p_{k_t} I_{k_t}(1 - A_K)(1 + t_c) - \tau_{PK} p_{k_t} K_t - p_{l_t} I_{l_t}(1 - A_L) - \tau_{PL} p_{l_t} L_t \quad (13)$$

$$\Delta K_t = I_{k_t} - \delta K_{t-1} \quad (14)$$

$$\Delta L_t = I_{l_t} \quad (15)$$

$U(\blacksquare)$: 効用関数 C_t : 住宅サービス以外の財・サービスの消費

K_t : 実質家屋ストック L_t : 実質土地ストック ρ : 割引率 r : 実効金利

y_t : 実質労働所得 W_t : 実質金融純資産 θ : 実効所得税率

π_c : 一般物価の期待上昇率 t_c : 消費税率 I_{k_t} : 実質家屋投資 I_{l_t} : 実質土地投資

p_{k_t} : 住宅以外の財・サービスをニューメレールとした場合の家屋の価格

p_{l_t} : 住宅以外の財・サービスをニューメレールとした場合の地価

τ_{PK} : 家屋の実効固定資産税率 τ_{PL} : 土地の実効固定資産税率 δ : 家屋の減耗率

A_K : 家屋に対する税制による費用節約効果 A_L : 土地に対する税制による費用節約効果

ここで、 $F(K_t, L_t)$ 、 W_t を状態変数、 C_t 、 I_{k_t} 、 I_{l_t} を制御変数としてハミルトン関数 H を次のようにおく。

$$H = e^{-\rho t} U(C_t, F(K_t, L_t)) + \varphi_1 \{ (1 - \theta)y_t + (r - \pi_c)W_t - C_t(1 + t_c) - p_{k_t} I_{k_t}(1 - A_K)(1 + t_c) \} + \varphi_2 (I_{k_t} - \delta K_{t-1}) + \varphi_3 I_{l_t} \quad (16)$$

このとき、最適化のための条件は、以下の通りとなる。

$$\partial H / \partial C = e^{-\rho t} \partial U / \partial C - \varphi_1 (1 + t_c) = 0 \quad (17)$$

$$\partial H / \partial I_k = -\varphi_1 p_{k_t} (1 - A_K)(1 + t_c) + \varphi_2 = 0 \quad (18)$$

$$\partial H / \partial I_L = -\varphi_1 p_{l_t} (1 - A_L) + \varphi_3 = 0 \quad (19)$$

$$\Delta \varphi_1 = -\partial H / \partial W = -\varphi_1 (r - \pi_c) \quad (20)$$

$$\Delta \varphi_2 = -\partial H / \partial K = - (e^{-\rho t} \partial U / \partial K - \varphi_1 \tau_{PK} p_{k_t} - \varphi_2 \delta) \quad (21)$$

$$\Delta \varphi_3 = -\partial H / \partial L = - (e^{-\rho t} \partial U / \partial L - \varphi_1 \tau_{PL} p_{l_t}) \quad (22)$$

ここで、(18)式及び(19)式を時間で全微分すると以下の2式が得られる。

$$\Delta\varphi_2 = (\Delta\varphi_1pk_t + \varphi_1\Delta pk_t)(1 - A_K)(1 + t_c) \quad (23)$$

$$\Delta\varphi_3 = (\Delta\varphi_1pl_t + \varphi_1\Delta pl_t)(1 - A_L) \quad (24)$$

(23)式を(21)式に代入すると

$$(\Delta\varphi_1pk_t + \varphi_1\Delta pk_t)(1 - A_K)(1 + t_c) = -(e^{-\rho t} \partial U / \partial K - \varphi_1 \tau_{PK} pk_t - \varphi_2 \delta) \quad (25)$$

が得られる。(15)式に(18)(20)を代入すると、

$$\begin{aligned} \{-\varphi_1(r - \pi_c)pk_t + \varphi_1\Delta pk_t\}(1 - A_K)(1 + t_c) \\ = -\{e^{-\rho t} \partial U / \partial K - \varphi_1 \tau_{PK} pk_t - \varphi_1 pk_t(1 - A_K)(1 + t_c)\delta\} \end{aligned} \quad (26)$$

となる。(26)式を変形し、家屋保有による限界効用について解くと、

$$\partial U / \partial K = \varphi_1 pk_t \{(r - \pi_c + \delta - \Delta pk_t / pk_t)(1 - A_K)(1 + t_c) + \tau_{PK}\} e^{\rho t} \quad (27)$$

が得られる。ところで、(17)式は、

$$\partial U / \partial C = \varphi_1(1 + t_c)e^{\rho t} \quad (17)$$

と変形できるため、この(17)と(27)より以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} (\partial U / \partial K) / (\partial U / \partial C) \\ = pk_t \{(r - \pi_c + \delta - \Delta pk_t / pk_t)(1 - A_K) + \tau_{PK} / (1 + t_c)\} \end{aligned} \quad (28)$$

一方で、(24)式を(22)式に代入すると

$$(\Delta\varphi_1pl_t + \varphi_1\Delta pl_t)(1 - A_K) = -(e^{-\rho t} \partial U / \partial L - \varphi_1 \tau_{PL} pl_t) \quad (29)$$

が得られる。(29)式に(20)を代入すると

$$\{-\varphi_1(r - \pi_c)pl_t + \varphi_1\Delta pl_t\}(1 - A_L) = -(e^{-\rho t} \partial U / \partial L - \varphi_1 \tau_{PL} pl_t) \quad (30)$$

を得る。(30)式を変形し、土地保有による限界効用について解くと、

$$\partial U / \partial L = \varphi_1 pl_t \{(r - \pi_c - \Delta pl_t / pl_t)(1 - A_L) + \tau_{PL}\} e^{\rho t} \quad (31)$$

が得られるので、(31)式と(17)式から、以下の式が得られる。

$$(\partial U / \partial L) / (\partial U / \partial C) = pl_t \{(r - \pi_c - \Delta pl_t / pl_t)(1 - A_L) + \tau_{PL}\} / (1 + t_c) \quad (32)$$

住宅サービスの消費による限界効用を住宅サービス以外の財・サービスの消費による限界効用で評価した **Shadow Price** が住宅の名目資本コストであり、住宅のうち家屋部分の名目資本コストは(28)式、土地部分の名目資本コストは(32)式によって表される。(28)式と(32)式をそれぞれ家屋・土地の相対価格 pk_t 及び pl_t で除したものが家屋、土地の実質資本コストであり、以下の式で表すことができる。

$$UCC_K = \{(r - \pi_c + \delta - \Delta pk_t / pk_t)(1 - A_K) + \tau_{PK} / (1 + t_c)\} \quad (33)$$

$$UCC_L = \{(r - \pi_c - \Delta pl_t / pl_t)(1 - A_L) + \tau_{PL}\} / (1 + t_c) \quad (34)$$

石川(2005)では、税制による費用節約効果を表す A_K と A_L は以下のように定義されている。

$$A_K = PTD_K + ITC_K - \tau_{AK} - \tau_{RK} \quad (35)$$

$$A_L = ITC_L - \tau_{AL} - \tau_{RL} \quad (36)$$

PTD_K : 家屋に関する固定資産税減額措置 ITC_K : 所得税減税措置 (家屋部分)

τ_{AK} : 不動産取得税率 (家屋分) τ_{RK} : 登録免許税率 (家屋分)

ITC_L : 所得税減税措置 (土地部分) τ_{AL} : 不動産取得税率 (土地分)

τ_{RL} : 登録免許税率 (土地分)

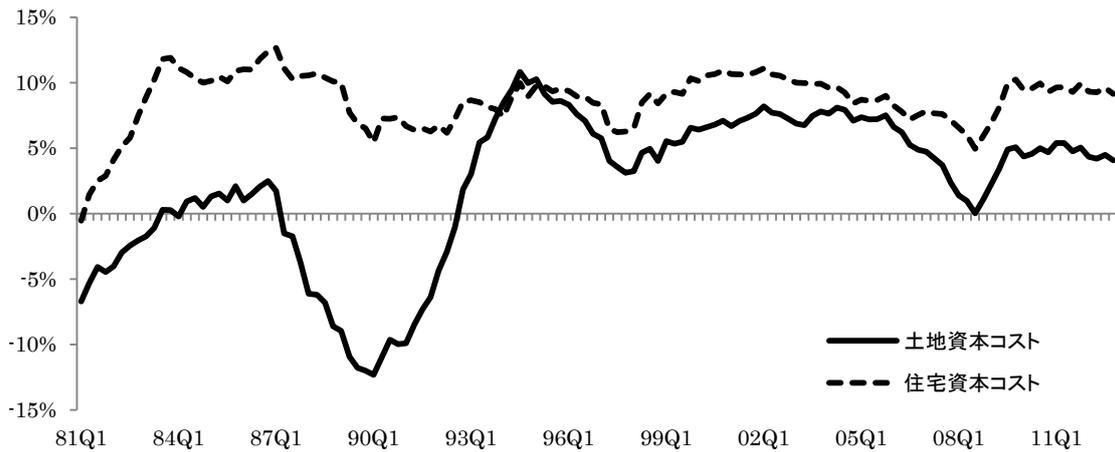
本業務では減税措置の項は無視し、取得税及び登録免許税のみ考慮している。つまり、最終的に想定している資本コストは、以下の通りとなる。

$$UCC_K = \{(r - \pi_c + \delta - \Delta p k_t / p k_t)(1 + \tau_{AK} + \tau_{RK}) + \tau_{PK} / (1 + t_c)\} \quad (37)$$

$$UCC_L = \{(r - \pi_c - \Delta p l_t / p l_t)(1 + \tau_{AL} + \tau_{RL}) + \tau_{PL}\} / (1 + t_c) \quad (38)$$

式(37)(38)に基づいて計算された資本コストは以下のとおりである。

図表 資本コストの推移



(4) 土地のリスクプレミアムの導出方法

本業務では、標準的な経済理論である生産関数の理論を援用し、収益還元モデルに含まれるリスクプレミアムを逆算することで可変的な系列を計算した。

具体的に、まずは以下のような土地を生産要素に含んだコブ・ダグラス型の生産関数を想定する。ただし、ここでいう土地とは「土地面積」を表している。

$$Y = AK^{\alpha}E^{\beta}L^{\gamma} \quad (39)$$

Y : 総生産 A : 技術水準 K : 資本ストック E : 労働投入 L : 土地面積

ただし、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$

K と E と L が生産に用いられるため、アウトプットである生産 Y は K と E と L に完全に分配される。したがって、資本ストック一単位当たりの収益を r 、労働投入一単位当たりの賃金を w 、土地一単位当たりの収益（地代）を c とすると

$$Y = rK + wE + cL \quad (40)$$

が成り立つ。経済が最適な状態にある場合には、それぞれの生産要素の収益率は、それぞれの生産要素の限界生産性に等しくなるため、土地一単位の収益は以下のように表すことができる。

$$c = \frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha \cdot AK^{\alpha}E^{\beta}L^{\gamma-1} = \gamma \frac{Y}{L} \quad (41)$$

一方で、収益還元法に基づく地価 (p) の理論値は以下の通り表される。

$$p = \frac{c}{r_f + r_p - g + \tau} \quad (42)$$

p : 地価 c : 地代 r_f : リスクフリーレート r_p : リスクプレミアム

g : 地代の期待成長率 τ : 土地の固定資産税実効税率

ここで、(3)式を(4)式に代入して整理すると以下の式を得る。

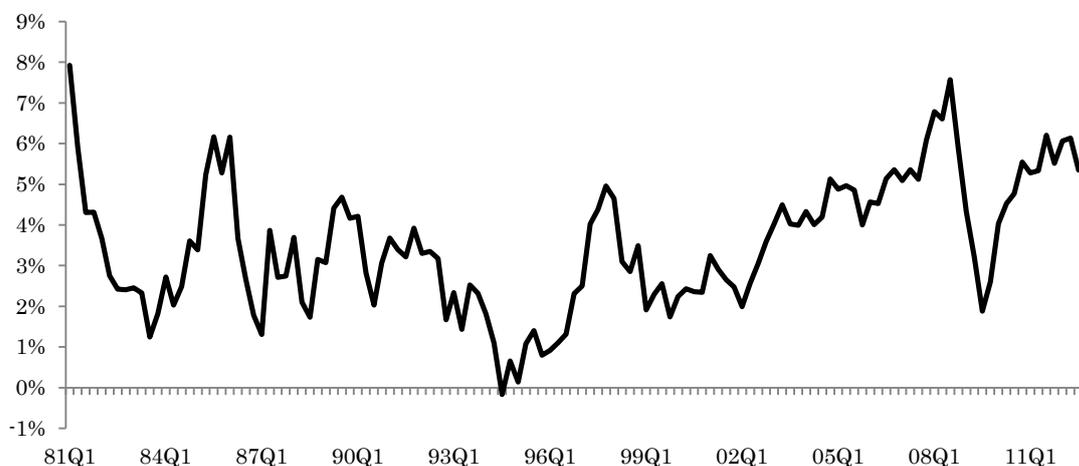
$$\frac{pL}{Y} = \frac{\gamma}{r_f + r_p - g + \tau} \quad (43)$$

(43)式のコンポーネントのうち、 r_p 以外のデータは観測可能であるため、これらを代入することで r_p を逆算することが可能である。すなわち、左辺の分子は土地資産額（地価×土地面積）を、分母は実質 GDP を表すが、これらのデータは内閣府「国民経済計算」より取得可能である。右辺については、分子の γ は生産関数(39)式を推計することで得られるパラメータである。平成 25 年度モデルでは、昨年度業務で推計した 0.118 を使用している¹⁸。

分母の金利は国債流通利回りからインフレ率を控除した実質金利を、地代の期待成長率は前述の潜在 GDP の成長率を用いている。土地の固定資産税実効税率は内閣府「国民経済計算」と総務省「固定資産の価格等の概要調書」を用いて計算した。

逆算された土地のリスクプレミアムは以下の通りである。

図表 土地のリスクプレミアムの推移



¹⁸ 国土交通省 (2013)を参照。

参考文献

- ・一上響・北村富行・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子(2009)「ハイブリッド型日本経済モデル」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』
- ・飛田史和・田中賢治・梅井寿乃・岩本光一郎・嶋原啓倫(2008)「短期日本経済マクロ計量モデル(2008年版)の構造と乗数分析」『ESRI Discussion Paper Series』
- ・福山光博・及川景太・吉原正淑・中園善行(2010)「国内外におけるマクロ計量モデルとMEAD-RIETIモデルの試み」『RIETI Discussion Paper Series』
- ・一上響・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子(2008)「中央銀行におけるマクロ経済モデルの利用状況」『日銀レビュー』
- ・中神(1992)「持ち家住宅の資本コストと住宅価格」『住宅土地経済』(1992年秋季号)
- ・石川(2001)「税制の変遷及と持家及び貸家の資本コストの長期的推移」『住宅土地経済』(1992年秋季号)
- ・石川(2005)「家屋および土地の資本コストと税制による deadweight loss」『住宅土地経済』(2005年冬季号)
- ・小川一夫・北坂真一(1998)『資産市場と景気変動』(日本経済新聞社)
- ・小川一夫(2003)『大不況の経済分析』(日本経済新聞社)
- ・内閣府(2009)「日本経済 2009—2010—デフレ下の景気持ち直し」
- ・伊藤智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠(2006)「GDPギャップと潜在成長率の新推計」『日銀レビュー』
- ・厚生労働省(2005)『平成17年版厚生労働白書』
- ・国土交通省(2013)『不動産市場を考慮したマクロ経済モデルの構築業務 報告書』
- ・倉橋透・井出多加子(2011)『不動産バブルと景気』(日本評論社)
- ・電力中央研究所(2012)「電中研短期マクロ計量経済モデル 2012」
- ・岡部光明(1999)『現代金融の基礎理論』(日本評論社)
- ・Y.Saita,C,Shimizu,T.Watanabe(2013)"Aging and Real Estate Prices: Evidence from Japanese and US Regional Data" CARF Working Paper Series