

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

平成25年3月

国土交通省 土地・建設産業局

－目次－

I. 平成 24 年度モデルの概要	I - 1.
II. 方程式体系	II - 1.
III. 平成 24 年度モデルにおける変数	III - 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的な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重要であり、その際には不動産市場を考慮したマクロ経済モデルを整備することが不可欠である。

以上の問題意識に基づき、国土交通省では、過去3ヶ年に渡って不動産市場を考慮したマクロ経済モデルの検討を行ってきた。平成21年度には、モデル構築に向けた基礎的な検討として、不動産市場とマクロ経済の関係に関する学術論文の整理や家計消費・住宅投資・企業設備投資といった主要なマクロ変数と地価との関係に関する実証分析を実施した。平成22年度には、21年度検討の成果を活かし、不動産市場を考慮したマクロ経済モデルを試作した。平成23年度では、「不動産市場における資産価格変動に関する研究会」（以下、平成23年度研究会）を設置し、不動産市場を考慮したマクロ経済モデルについて学識経験者を交えた検討を行った。本業務は、主に平成23年度研究会の検討を通じて得られた指摘事項に対する対応を行い、平成23年度時点のモデルの精緻化を図ることを目的としている。

本報告書の構成は以下の通りである。「Ⅰ. 平成24年度モデルの概要」では、平成23年度研究における指摘事項に対する対応方法を整理するとともに、平成24年度モデルの特徴点、パフォーマンステスト、シミュレーション分析結果を整理する。「Ⅱ. 方程式体系」では、平成24年度モデルを構成する方程式体系を整理する。「Ⅲ. 平成24年度モデルにおける変数」では、マクロモデルにおける変数の説明を行う。

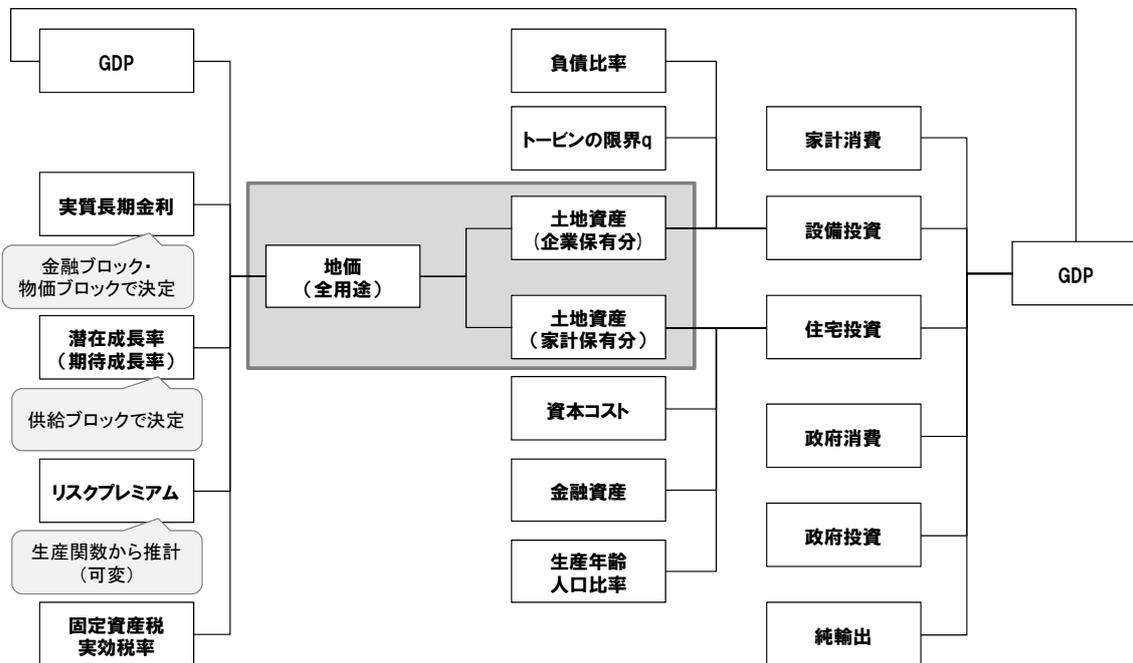
Ⅰ. 平成 24 年度モデルの概要

(1)モデルの基本構造

国土交通省マクロ経済モデルは、内閣府や日本銀行のマクロモデルと基本的には同様の構造となっている¹。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。一般物価水準はデフレータの決定を通じて名目変数を決定する他、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。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。現在のマクロモデルは、方程式の総数 64 本、うち推計式が 37 本である。

図表 マクロモデルの基本構造



¹ 本業務で参考にした内閣府のモデルは飛田他(2008)、日本銀行のモデルは一上他(2009)に掲載されている。

(2)平成 23 年度からの改善点

1)平成 23 年度研究会における指摘事項

前述の通り、国土交通省では平成 23 年度に「不動産市場における資産価格変動に関する研究会」を設置し、第 3 回会合にて国土交通省マクロ経済モデルに関する議論を行った。

研究会の委員から頂いた指摘は以下の通りである。

まず、モデルの精緻化に向けた改善案として、①地価関数が地域別の定式化だがマクロ経済ブロックは一国全体であるため、どちらかに統一すべきではないか、②地価関数に含まれる 65 歳以上人口比率は、理論的には割引現在価値指標（NPV 指標）の構成要素である潜在成長率に織り込まれているのではないか、③NPV 指標の構成要素であるリスクプレミアムが時間を通じて一定であるのは非現実的ではないか、④土地取引量関数の説明変数は価格である地価と同時決定されることを踏まえると地価関数と同じ説明変数が採用されるべきではないか、⑤企業が外部資金によって設備投資を行うのであれば、設備投資関数における負債比率は外生変数ではなく内生変数とすべきではないか、⑥他の実証研究で支持されている負債比率が家計消費に与える影響を消費関数に反映してはどうか、⑦住宅投資関数に地価上昇によるプラスの効果しか反映されていないが、本来であれば地価上昇は住宅取得費用の増加を通じてマイナスの効果ももたらすはずではないか、といった指摘を頂いた。

また、政策分析に利用可能な形式にするための改善案として、⑧設備投資関数のトービンの限界 q は「Tax-Adjusted Q 」と呼ばれる指標に変更することで、税制変更による影響を分析することができる、⑨「資本コスト」を導入することで税制変更が設備投資、住宅投資、土地取引量に与える影響を分析することができる、といった指摘を頂いた。

本業務では、これらの指摘に基づいて平成 23 年度モデルの改善を行った。本年度構築したモデル（以下「平成 24 年度モデル」という。）における平成 23 年度モデルからの重要な改善点は以下の 3 点である。第一に、時間を通じて一定としていた NPV 指標に含まれるリスクプレミアムを可変にした点である。第二に、住宅・土地に関する資本コストを導入し、住宅投資関数及び土地取引量関数の説明変数に追加した点である。第三に、近年内閣府や日本銀行で採用されている「ハイブリッド型モデル」と呼ばれる手法を採用した点である。平成 23 年度研究会における指摘事項との関係では、第一の点が③に、第二の点が⑨に対応する。

以下では、これら 3 点について説明した後に、③⑨以外の指摘事項への対応状況を説明する。

2) リスクプレミアムの可変化

① 可変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。

$$Y = AK^{\alpha}E^{\beta}L^{\gamma} \quad (1)$$

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

$$Y = rK + wE + cL \quad (2)$$

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。

$$c = \frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha \cdot AK^{\alpha}E^{\beta}L^{\gamma-1} = \gamma \frac{Y}{L} \quad (3)$$

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。

$$p = \frac{c}{r_f + r_p - g + \tau} \quad (4)$$

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。

$$\frac{pL}{Y} = \frac{\gamma}{r_f + r_p - g + \tau} \quad (5)$$

(5)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(1)式を推計することで得られるパラメータである。分母の金利は国債流通利回りを、地代の期待成長率は内閣府「企業行動に関するアンケート調査」所収の「実質GDP成長率見通し」を用いることができる。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」を用いて計算することができる。

以下では、リスクプレミアムを逆算するために必要となる生産関数の推計方法及びその結果について説明した後、リスクプレミアムの計算結果に関して若干の考察を加える。

②生産関数の推計

本業務では、(1)式の両辺をEで除して自然対数をとった以下の(6)式を、都道府県別データを用いて推計した。推計に使用したデータは、実質GDP及び就業者数は内閣府「県民経済計算」より取得した。また、民間資本ストックについては内閣府「都道府県別経済財政モデル」で使用されているデータを使用した²。土地面積については、総務省「固定資産の価格等の概要調書」に収録されている都道府県別の宅地面積を使用した。推計期間は1980年～2009年であり、頻度は年次である。

$$\log\left(\frac{Y_{i,t}}{E_{i,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{K_{i,t}}{E_{i,t}}\right) + \beta_2 \log\left(\frac{L_{i,t}}{E_{i,t}}\right) \quad (6)$$

Y:実質GDP K:実質民間資本ストック L:土地面積 E:就業者数

添字iは都道府県、tは年を表す。

なお、推計にあたっては、推計方法と考慮した要素に応じて次頁の図表に示した5パターンを実施した³。

² 内閣府「都道府県別経済財政モデル」は、使用しているデータのほぼ大半をExcel形式でホームページ上に公表している。

³ 実際には、上記以外にも資本稼働率や労働時間を考慮したパターンも推計したが、結果は芳しくなかったため割愛する。

図表 生産関数の推計パターン

推計方法	考慮した要素	パターン
Fixed Effect Model	都道府県別固定効果	A
	都道府県別固定効果, 時間効果	B
Pooled OLS	タイムトレンド: 1980～	C
	タイムトレンド: 1980～, 1991～	D
	タイムトレンド: 1980～, 1991～, 2000～	E

推計結果は以下の通りである。まず、パターン C～E は、土地分配率がマイナスになるなど、想定とは合わない結果となった。パターン B は、土地分配率が正で有意であるものの、資本分配率の水準が 0.118 と極端に低い。パターン A は、資本分配率が 0.445、土地分配率が 0.118 であり、ともに正で有意な結果となった。したがって、複数のパターンのうち、パラメータの水準・符号・有意水準が相対的に良好であったパターン A の結果を用いてリスクプレミアムを計算することにした。

図表 生産関数の推計結果

パラメータ	パターン A	パターン B	パターン C	パターン D	パターン E
定数項(β_0)	1.201*** (10.966)	2.745*** (19.568)	0.013 (0.350)	0.031 (0.831)	0.027 (0.703)
資本分配率(β_1)	0.445*** (58.528)	0.151*** (5.333)	0.429*** (32.817)	0.399*** (29.0542)	0.400*** (28.881)
土地分配率(β_2)	0.118*** (4.600)	0.343*** (13.243)	-0.204*** (-26.932)	-0.202*** (-27.115)	-0.202*** (-27.121)
タイムトレンド (1980～)	—	—	0.004*** (6.506)	0.012*** (8.748)	0.012*** (8.683)
タイムトレンド (1991～)	—	—	—	-0.009*** (-6.475)	-0.010*** (-5.256)
タイムトレンド (2000～)	—	—	—	—	0.002*** (0.831)
修正 R ²	0.945	0.960	0.813	0.818	0.818

注) 0内は t 値を表す。***は、1%水準で有意であることを示す。

③可変リスクプレミアムの計算結果

前項で推計した土地分配率 0.118 をはじめ、リスクプレミアム以外のデータを(5)式に代入してリスクプレミアムを逆算した結果は以下の図表の通りである。

リスクプレミアムは、地価が上昇した 1980 年代半ば頃から 1990 年にかけて一貫して低下傾向にあり、地価バブルのピーク時には一時的にマイナスの水準にまで低下した。一転して、バブルが崩壊後の 1990 年代ではリスクプレミアムは一貫して上昇傾向にあり、2005 年頃をピークに下落に転じた後、リーマンショックが発生した 2008 年に反転し、再び上昇している。

図表 リスクプレミアムの計算結果（単位：％）



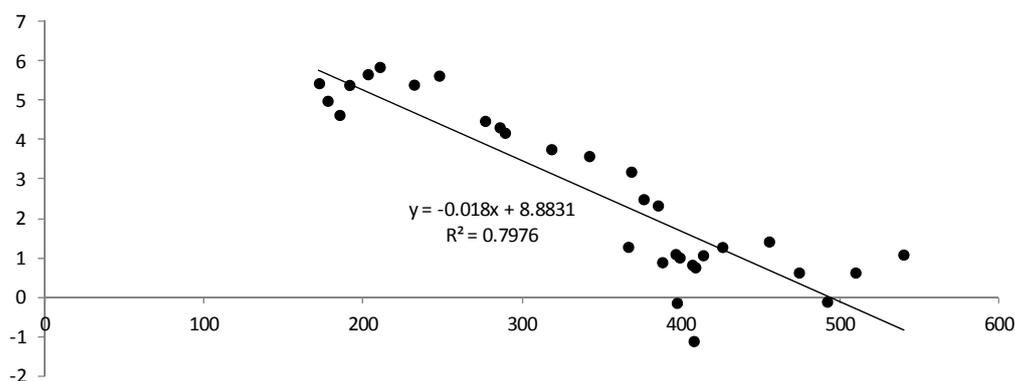
マクロモデルにおいてリスクプレミアムを用いる際には、①外生変数として投入する、②内生変数として投入する、の 2 通りが考えられる。後者を検討する場合は、リスクプレミアムの決定要因が何かを明確にする必要があるが、一つの仮説としては、日本全体のカントリーリスクを表す指標が土地のリスクプレミアムの決定要因であると考えられることができる。

そこで、日本全体のリスクを表す指標として法人企業の負債比率を選択し、リスクプレミアムとの関係を確認した。負債比率は銀行部門の不良債権比率の代理変数として用いており、金融システムの健全性を表すものと解釈している⁴。結果は次頁の図表の通りだが、リスクプレミアムと負債比率の関係は想定とは逆に負の相関が強い。また、不良債権問題の原因と考えられていた建設業や不動産業の負債比率の関係をもみても、負の相関を示す、

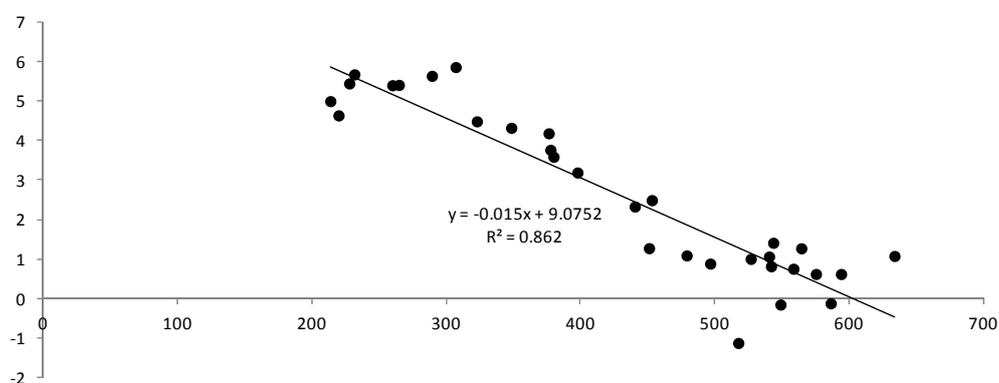
⁴ 本来であれば銀行部門の不良債権比率のデータを用いるべきだが、金融庁「金融再生法開示債権の推移」は 1998 年以降のデータしか入手できないため、今回は不良債権比率の代理変数として負債比率を採用した。

あるいは相関が不明確という結果となった。主な理由としては、①80年代は地価が上昇する中で企業部門が土地担保に依拠した銀行借入を増加させたため、リスクプレミアムが低下する中でも負債比率は上昇していた、②90年後半から不良債権処理が開始されたが、抜本的な解決とはみなされず、リスクプレミアムは上昇を続けた、などが考えられる。つまり、リスクプレミアムと負債比率の関係は過去30年間で一定ではなく、時期によって異なっていた可能性がある。

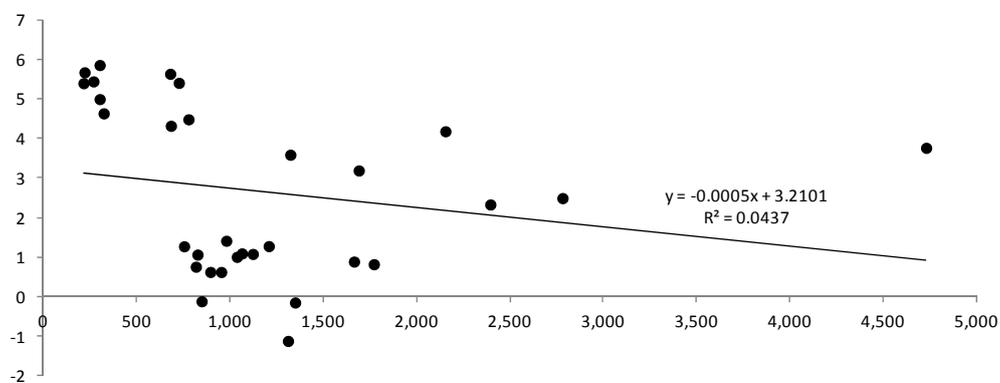
図表 リスクプレミアムと負債比率（金融保険業を除く全産業）の関係



図表 リスクプレミアムと負債比率（建設業）の関係



図表 リスクプレミアムと負債比率（不動産業）の関係



注) 横軸：負債比率(%) 縦軸：リスクプレミアム(%)

出所) 財務省『法人企業統計季報』

④可変リスクプレミアムのマクロモデルへの応用

③で見たように、試算した可変リスクプレミアム自体の動きは概ね違和感がない結果が得られた。しかし、他の変数との関係では相関関係はみられるものの因果関係が判然としない部分が残るため、可変リスクプレミアムをマクロ経済モデルに応用する際は、地価関数における外生変数として用いることとし、その内生性については今後の検討課題とした。

以下では、平成 24 年度モデルで採用した地価関数を説明するが、その前に使用するデータと定式化について説明を行う。

まず、国土交通省マクロ経済モデルは四半期モデルであるため、マクロモデルに投入するリスクプレミアムの計算で用いたデータの一部は②で説明したデータと異なる点がある。具体的には、地代の期待成長率は内閣府「企業行動アンケート調査」ではなくマクロモデルの供給ブロックで決定される潜在成長率を用いている。これは、「企業行動アンケート調査」が年次調査であり四半期ベースの系列が入手できないことによる。この変更に伴い、無リスク金利はインフレ率を控除した実質金利、地代の代理変数は実質 GDP を使用した⁵。

地価の定式化については、平成 23 年度モデルとは異なる形を採用している。平成 23 年度モデルでは、以下の式(7)で定義した割引現在価値指標 (NPV 指標) を地価の説明変数に用いていたが、実際のデータとモデル推計値の乖離幅が大きいという問題があったため、平成 24 年度モデルでは分子の地代要因と分母の割引率要因を分けて説明変数とする、という変更を加えている。

$$NPV_t = \frac{GDP_t}{((ILR_t - INFR_t + RP_t - GDPPOTGR_t + \tau_t^{PL})/100)} \quad (7)$$

NPV :割引現在価値指標 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)

具体的な推計式は式(8)の通りである。想定される符号条件は、地代要因である第 2 項はプラス、割引率要因である第 3 項はマイナスである。推計期間は 1982 年度第 1 四半期から 2010 年度第 3 四半期までである⁶。

$$\log(PLAND_ALL_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_t) + \beta_2 (ILR_t - INFR_t + RP_t - GDPPOTGR_t + \tau_t^{PL}) \quad (8)$$

PLAND_ALL :全用途地価* GDP :実質 GDP ILR :長期金利 INFR :実質金利 RP :リスクプレミアム GDPPOTGR :潜在成長率 τ^{PL} :土地の固定資産税実効税率

*1974 年末=100 として各年の地価変動率で指数化した系列を線形補間により四半期化

⁵ 潜在成長率が実質ベースの計数であることによる。

⁶ 本業務においては、時点の表記は原則年度ベースとしている。

式(8)の推計結果は以下の図表の通りである。実質 GDP はプラスに、収益還元モデルの分母に相当する第 3 項はマイナスに有意に効いており、想定通りの結果を得た。マクロモデルにおいては、上記の式を長期均衡式とし、そこから計算される誤差項を含む誤差修正型のモデルを地価決定式として定式化している。この点は、後掲「4) ハイブリッド型モデルの採用」において詳述する。

図表 地価関数の推計結果

β_0	β_1	β_2	修正 R ²
0.432 (1.004)	0.505*** (13.325)	-0.245*** (-40.016)	0.934

注) ()内は t 値を表す。***は、1%水準で有意であることを示す。

3)資本コストの採用

①資本コストの定式化

中神(1992)では、住宅所有者にとっての資本コストとは、「住宅ストックを所有することによって住宅サービスを得るために支払うべきコスト」と定義されている。より直感的には、資本コストとは住宅を取得し、そこに住み続けることによって発生するコスト（住宅ローン金利の支払、修繕費負担、税金負担など）から売却益を差し引いたネットのコストと考えてよいだろう⁷。

先の中神(1992)によると、資本コストの測定方法は、①消費者の効用最大化問題から”User Cost”を導出する方法、②消費者が自分自身に賃貸をした場合の利潤最大化問題から”Implicit Rent”を導出する方法、の 2 通り存在するとされている。中神(1992)は、①に基づいた場合の住宅（家屋部分）の資本コストを導出している。石川(2001)は、中神(1992)に基づき消費税を含む形に拡張した家屋保有の資本コストを導出している。さらに、石川(2005)では土地の資本コストも追加的に導出を行っている。

本業務では石川(2005)に基づき、消費税を含む家屋及び土地の資本コストの計測を行った。これらの資本コストの詳しい導出過程は、後掲「Ⅲ. 平成 24 年度モデルの変数」で説明する。

$$UCC_H = \{(r_H - \pi + \delta - HPRICE)(1 + \tau_{AK} + \tau_{RK}) + \tau_{PK}/(1 + t_c)\} \quad (9)$$

$$UCC_L = \{(r - \pi - LPRICE)(1 + \tau_{AL} + \tau_{RL}) + \tau_{PL}\}/(1 + t_c) \quad (10)$$

r_H :住宅ローン金利 r :長期金利 π :消費者物価指数上昇率 δ :住宅減耗率
 $HPRICE$:期待住宅価格上昇率(住宅投資デフレーター上昇率の後方 3 年移動平均)

⁷ 当然のことながら、売却時に損失が発生する場合はその損失額が単純に加算されることになる。

LPRICE :期待地価上昇率(地価上昇率の後方3年移動平均)

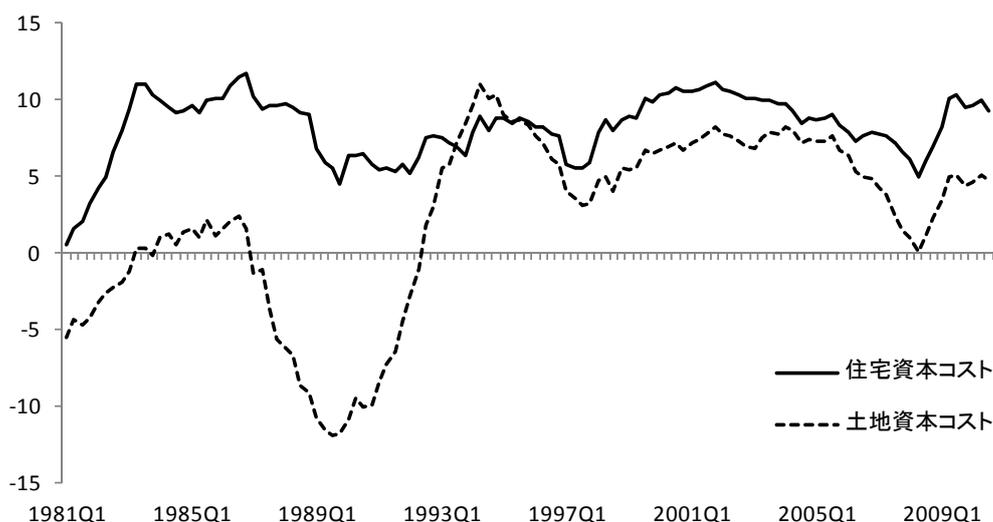
τ_{AK} :不動産取得税率(住宅分) τ_{RK} :不動産登録免許税率(住宅分) τ_{PK} :固定資産税実効税率(住宅分) τ_{AL} :不動産取得税率(土地分) τ_{RL} :不動産登録免許税率(土地分) τ_{PL} :固定資産税実効税率(土地分) t_c :消費税率

②資本コストの計算結果

式(8)(9)によって計算された資本コストは以下の図表の通りである。土地の資本コストは、バブル期においてマイナスとなっている。

本業務では、住宅投資関数及び土地取引量関数の説明変数に資本コストを追加し、税制変更の影響を分析可能な形に改善した。次項では、住宅投資関数と土地取引量関数の推計結果を説明する。

図表 資本コストの計算結果 (単位: %)



③資本コストを含む住宅投資・土地取引量関数の推計結果

住宅投資関数は、式(11)で示した通り、実質住宅投資を被説明変数とし、住宅資本コスト、実質土地資産額(家計保有分)、家計部門金融資産と家計部門負債で定義した純金融資産、生産年齢人口を説明変数とする定式化とした。想定される符号条件は、住宅資本コストはマイナス、実質土地資産額、純金融資産、生産年齢人口比率はプラスである。推計期間は1981年度第1四半期から2010年度第3四半期である。

推計結果は以下の図表に示した通り、全ての変数が符号条件・有意水準を満足する結果となった。マクロモデルにおいては、式(11)を長期均衡式とし、そこから計算される誤差項を含む誤差修正型のモデルを住宅投資決定式として定式化している。この点は、後掲「4」

ハイブリッド型モデルの採用」において詳述する。

$$IHP_t = \beta_0 + \beta_1 UCC_H_t + \beta_2 \left(\frac{LAND_H_t}{PIHP_t/100} \right) + \beta_3 \left(\frac{FA_t}{HDEBT_t} \right) + \beta_4 \left(\frac{POP1564_t}{POPALL_t} \times 100 \right) \quad (11)$$

IHP :実質住宅投資 UCC_H :住宅資本コスト LAND_H :土地資産額(家計保有分)
 PIHP :住宅投資デフレーター FA :家計部門金融資産 HDEBT :家計部門負債
 POP1564 :生産年齢人口 POPALL :総人口

図表 住宅投資関数の推計結果

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	修正 R ²
-38747.95*** (-8.450)	-93.549*** (-5.266)	0.001* (1.740)	1190.910*** (6.018)	588.075*** (9.374)	0.853

注) 0内は t 値を表す。***は 1%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

土地取引量関数は、式(12)で示した通り、土地取引件数の自然対数値を被説明変数とし、土地資本コスト、実質 GDP 成長率、生産年齢人口を説明変数とする定式化とした。想定される符号条件は、土地資本コストはマイナス、実質 GDP 成長率と生産年齢人口比率はプラスである。推計期間は 1981 年第 1 四半期から 2010 年第 3 四半期である。推計結果は以下の図表に示した通り、全ての変数が符号条件・有意水準を満足する結果となった。

$$\log(LANDDEAL_t) = \beta_0 + \beta_1 UCC_L_t + \beta_2 \left(\frac{GDP_t - GDP_{t-4}}{GDP_{t-4}} \right) + \beta_3 \left(\frac{POP1564_t}{POPALL_t} \times 100 \right) \quad (12)$$

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

図表 土地取引量関数の推計結果

β_0	β_1	β_2	β_3	修正 R ²
8.682*** (20.722)	-0.009*** (-4.558)	1.844*** (4.445)	0.064*** (10.293)	0.688

注) 0内は t 値を表す。***は、1%水準で有意であることを示す。

4)ハイブリッド型モデルの採用

平成 24 年度より、近年内閣府や日本銀行をはじめとする公的機関のマクロモデルで採用されている「ハイブリッド型」と呼ばれるタイプのモデルを国土交通省マクロ経済モデルにも採用した⁸。「ハイブリッド型」とは、経済理論との整合性とデータへのフィットの双方に配慮したものであり、伝統的なマクロ計量経済モデルに対する批判の中で発展・改良が進んだものである。

参考 一上他(2008)によるハイブリッド型モデルの解説

中央銀行で利用されるマクロ経済モデルとしては、かつては、理論的な整合性をさほど重視せず、経済変数間の経験的な関係を推計した、伝統的なケインジアン型大規模モデルが用いられてきた。もっとも、こうしたモデルは、70 年代以降、学界からの強い批判に曝されるようになった。特に、政策分析を重視する観点から、「ルーカス批判」と呼ばれる考え方の重要性が多く指摘されるようになった。(中略)

こうした批判もあって、理論を重視するモデル開発が進展してきた。まずは、経済理論と整合的な長期均衡の概念を導入し、短期的には均衡からの乖離を許容して実証性——データへのフィット——を高めつつ、最終的には経済変数が長期均衡に収束していく誤差修正のメカニズムを取り入れたモデルが導入された。

出所) 一上他(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』より引用

具体的に伝統的なマクロ計量経済モデルとどのように異なるかという点、連立方程式の一部に誤差修正モデル (ECM: error-correction model) が採用されている点である。誤差修正モデルとは誤差修正項を含む推計式であり、「短期的には長期均衡からの乖離を許容するが、長期的には均衡点へ収束していくことを前提としたモデル」という考えが背後にある。ここでいう長期均衡とは、主に経済理論から導き出されるものであり、具体例として「消費と所得の関係」や「為替レートと内外金利差の関係」といったものがあげられる。これらの変数間の関係が、「長期的には安定している」と想定するのが「長期均衡」の解釈である。さらに、長期均衡の状態を表現した推計式が共和分方程式と呼ばれ、共和分方程式の推計によって得られる誤差項が「誤差修正項 (error-correction term)」と呼ばれる。

次頁の図表には、平成 24 年度モデルで誤差修正モデルを採用した方程式と、長期均衡と短期動学の考え方を整理した。

⁸ ハイブリッド型モデルの解説は、一上他(2008)を参照。

図表 誤差修正モデルを採用した方程式

ブロック	方程式	長期均衡(共和分方程式) の考え方	短期動学(ECM)の考え方
需要	実質民間最終消費支出	恒常所得仮説に基づき、労働所得、純金融資産で決定	可処分所得、消費税導入・増税ダミーによって決定
需要	実質民間企業設備投資	トービンの限界 q 、土地資産額、負債比率で決定(資本市場の不完全性を考慮)	輸出変動、貸出態度 DI によって決定
需要	実質民間住宅投資	資本コスト、土地資産額、純金融資産、生産年齢人口比率で決定(資本市場の不完全性を考慮)	自己ラグ、消費税増税駆込ダミーによって決定
需要	実質財貨・サービスの輸出	海外 GDP、実質実効為替レートの水準で決定	自己ラグ、海外 GDP、実質実効為替レートの変動によって決定
需要	実質財貨・サービスの輸入	実質輸出・実質輸入比率が、実質実効為替レートと同じトレンドで推移するように決定	自己ラグ、輸出、実質 GDP の変動によって決定
物価	消費者物価指数	長期的には一人あたり賃金の水準と同じトレンドで推移するように決定	GDP ギャップとユニットレーバークストの変動、消費税増税ダミーにより決定
労働	一人あたり労働時間	長期的には潜在一人あたり労働時間と一致するように決定	GDP ギャップの変動により決定
労働	労働参加率	長期的には潜在労働参加率と一致するように決定	GDP ギャップの変動により決定
労働	総労働時間	長期的には潜在総労働時間と一致するように決定	GDP ギャップの変動により決定
不動産	全用途地価	地代の代理変数である実質 GDP と割引率の構成要素(実質金利+リスクプレミアム-潜在成長率+固定資産実効税率)と同じトレンドで推移するように決定	実質 GDP の変化率、実質金利+リスクプレミアム-潜在成長率+固定資産実効税率
金融	円・ドルレート	購買力平価理論、金利平価理論に基づき、物価水準差・長期金利差で決定	自己ラグ、円高ダミーにより決定

5)その他指摘への対応

ここでは、平成 23 年度研究会で頂いた指摘のうち、前述の③⑨以外への対応方法について説明する。

- ①地価関数が地域別の定式化だがマクロ経済ブロックは一国全体であり、どちらかに統一すべきではないか、という指摘に対しては、国土交通省マクロ経済モデルの本来の目的が一国全体をマクロ的な観点から対象に分析することであることに鑑み、地価関数も含めて一国全体モデルに統一した。
- ②地価関数に含まれる 65 歳以上人口比率は、理論的には NPV 指標の構成要素である潜在成長率に織り込まれているはずではないか、という点については指摘に従い人口要因を地価関数から削除した。
- ④土地取引量関数の説明変数は価格である地価と同時決定されることを踏まえると地価関数と同じ説明変数が採用されるべきではないか、という指摘に対しては前述の通り土地取引量関数に土地資本コストを追加したことで部分的に対応した。すなわち、土地資本コストには実質金利や固定資産実効税率、GDP 成長率が含まれており、これらの変数は地価関数にも含まれている。ただし、地価関数に含まれているリスクプレミアムや潜在成長率は土地取引量関数には含んでいない。この点は、今後の検討課題である。
- ⑤企業が外部資金によって設備投資を行うのであれば、設備投資関数における負債比率は外生変数ではなく内生変数とすべきではないか、という指摘に対しては負債比率の決定メカニズムを定式化することが困難であったため、平成 24 年度モデルでは引き続き外生変数としている。この点も、今後の検討課題である。
- ⑥他の実証研究で支持されている負債比率が家計消費に与える影響を消費関数に反映してはどうか、という点に対しては消費関数の長期均衡式に純金融資産を追加することで対応した。純金融資産は、金融資産と負債の比率として定義しており、負債が消費に対して与える影響を定式化している。
- ⑦住宅投資関数に地価上昇によるプラスの効果しか反映されていないが、本来であれば地価上昇は住宅取得費用の増加を通じてマイナスの効果ももたらすはずではないか、という指摘に対しては、住宅の資本コストを追加することで間接的に対応した。住宅の資本コストには住宅の期待価格上昇率が含まれており、これが高いほど資本コスト全体は低下する。住宅購入者にとっては取得費用と期待売却額の双方を考慮して投資決定を行う

ことが妥当と考えられる。したがって、指摘された「住宅取得費用」は直接用いてないものの、資本コストを通じて間接的に住宅取得者の意思決定メカニズムが織り込まれていると考えることができる。

- ⑧設備投資関数のトービンの限界 q は「Tax-Adjusted Q 」と呼ばれる指標に変更することで、税制変更による影響を分析することができる、という指摘に対しては、平成 24 年度モデルでは採用していない。これは、前川・上村(1999)等によると、「Tax-Adjusted Q 」は、主に法人税や減価償却特例制度等の分析に適しているとされており、本年度はまずは土地関連税制の分析を優先したことによる。

(3) 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(13)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。

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left(\frac{E_t - O_t}{O_t} \right)^2} \quad (13)$$

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	平均平方誤差率	変数	平均平方誤差率
実質 GDP	3.862%	名目 GDP	1.518%
実質民間最終消費支出	3.385%	名目民間最終消費支出	2.039%
実質民間固定資本形成 (企業設備)	10.533%	名目民間固定資本形成 (企業設備)	7.951%
実質民間固定資本形成 (住宅)	6.383%	名目民間固定資本形成 (住宅)	9.479%
実質財貨・サービスの輸出	8.447%	名目財貨・サービスの輸出	14.666%
実質財貨・サービスの輸入	5.096%	名目財貨・サービスの輸入	15.576%
消費者物価指数	1.280%	企業物価指数	6.702%
地価(全用途)	14.682%	潜在 GDP	0.701%

注) N=63(1995Q1-2010Q3)

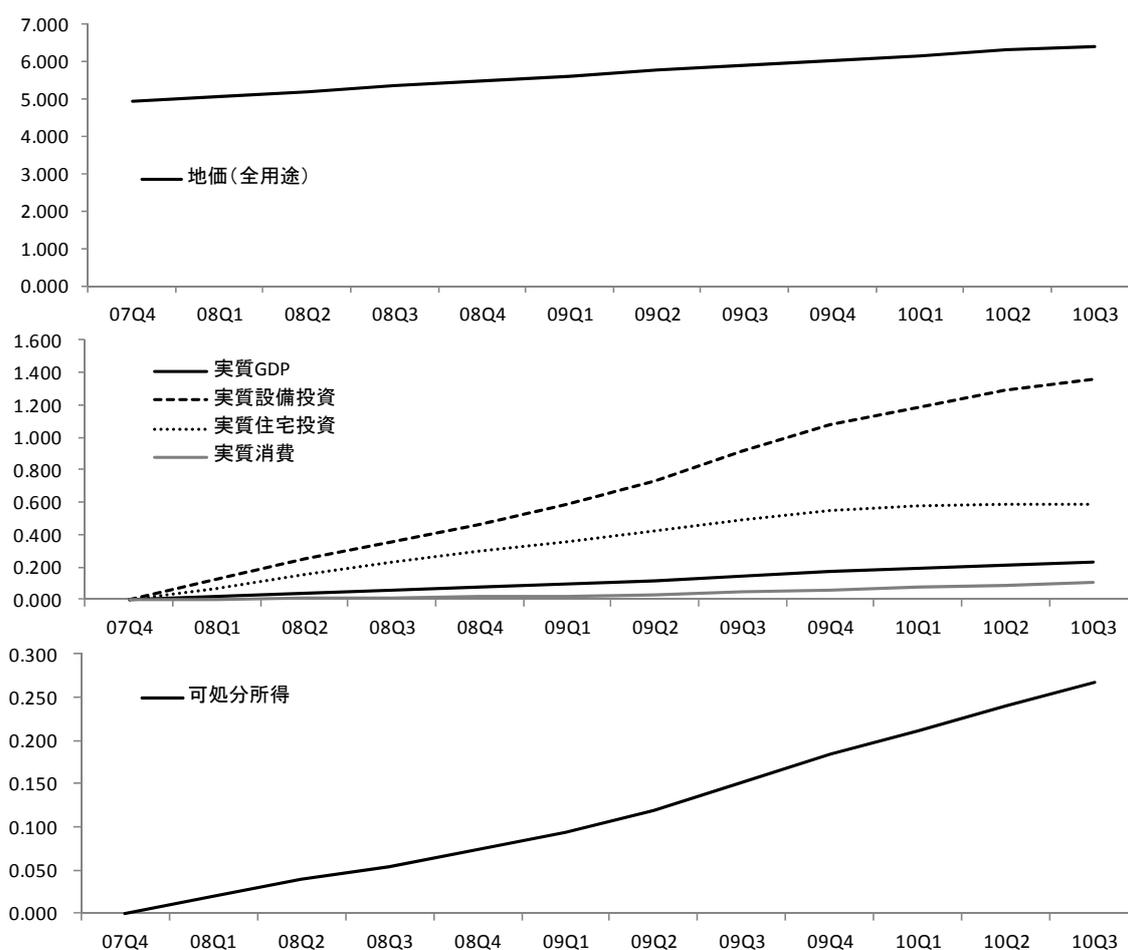
(4)シミュレーション分析

ここでは、平成 24 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」の 2 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 2007 年度第 4 四半期から 2010 年度第 3 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 5.1%程度押し上げ、設備投資を約 0.2%、住宅投資を約 0.1%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、3 年目には設備投資が約 1.2%、住宅投資が約 0.6%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	実質消費	可処分所得
2007Q4	4.914	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2008Q1	5.048	0.021	0.128	0.064	0.003	0.019
2008Q2	5.186	0.040	0.254	0.151	0.007	0.039
2008Q3	5.325	0.055	0.354	0.227	0.010	0.054
2008Q4	5.466	0.073	0.465	0.293	0.016	0.073
2009Q1	5.608	0.091	0.589	0.356	0.023	0.093
2009Q2	5.745	0.114	0.733	0.419	0.033	0.119
2009Q3	5.884	0.143	0.913	0.489	0.045	0.151
2009Q4	6.025	0.171	1.081	0.550	0.059	0.184
2010Q1	6.157	0.190	1.187	0.581	0.073	0.211
2010Q2	6.284	0.211	1.286	0.590	0.090	0.239
2010Q3	6.402	0.229	1.360	0.590	0.109	0.268

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

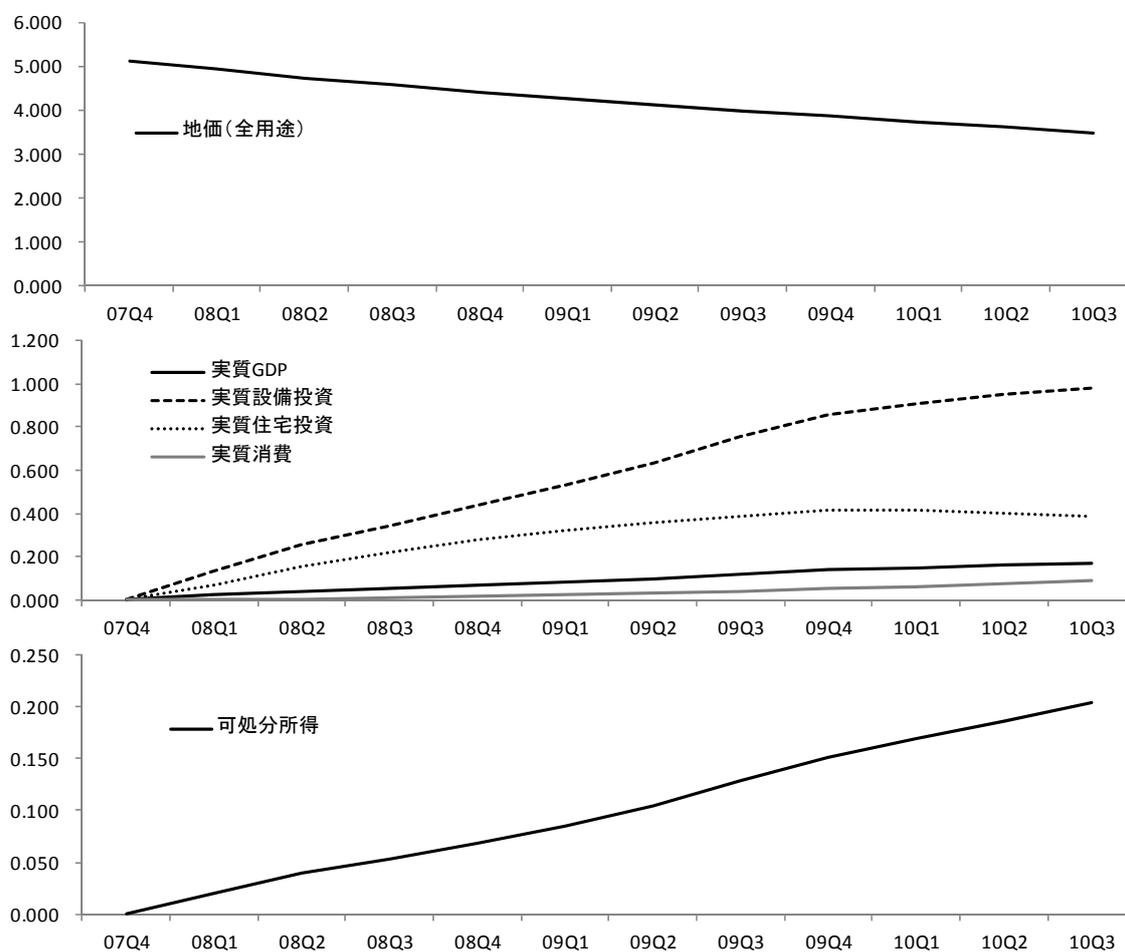
	地価(全用途)	実質 GDP	実質設備投資	実質住宅投資	実質消費	可処分所得
1年目	5.118	0.029	0.182	0.109	0.005	0.028
2年目	5.676	0.105	0.673	0.388	0.029	0.109
3年目	6.217	0.200	1.229	0.578	0.083	0.225

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2007年度第4四半期において5%P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、3年目には3.7%まで上昇幅が縮小する。地価の上昇によって、3年目時点で設備投資が約0.9%、住宅投資が約0.4%増加し、実質GDPは約0.05%増加することになる。

図表 地価上昇に対する主要変数の反応



注) ベースラインとの乖離率(%)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	実質消費	可処分所得
2007Q4	5.127	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2008Q1	4.924	0.021	0.134	0.067	0.003	0.020
2008Q2	4.740	0.041	0.256	0.153	0.007	0.039
2008Q3	4.567	0.054	0.346	0.223	0.010	0.053
2008Q4	4.409	0.069	0.437	0.276	0.015	0.069
2009Q1	4.261	0.083	0.532	0.319	0.022	0.085
2009Q2	4.117	0.099	0.635	0.355	0.030	0.105
2009Q3	3.981	0.119	0.755	0.390	0.040	0.128
2009Q4	3.854	0.137	0.856	0.415	0.051	0.151
2010Q1	3.728	0.148	0.910	0.417	0.063	0.169
2010Q2	3.606	0.160	0.953	0.404	0.076	0.186
2010Q3	3.485	0.169	0.977	0.386	0.090	0.204

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。

	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	4.840	0.029	0.182	0.109	0.005	0.028
2年目	4.192	0.093	0.588	0.334	0.027	0.097
3年目	3.668	0.154	0.925	0.406	0.070	0.177

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。

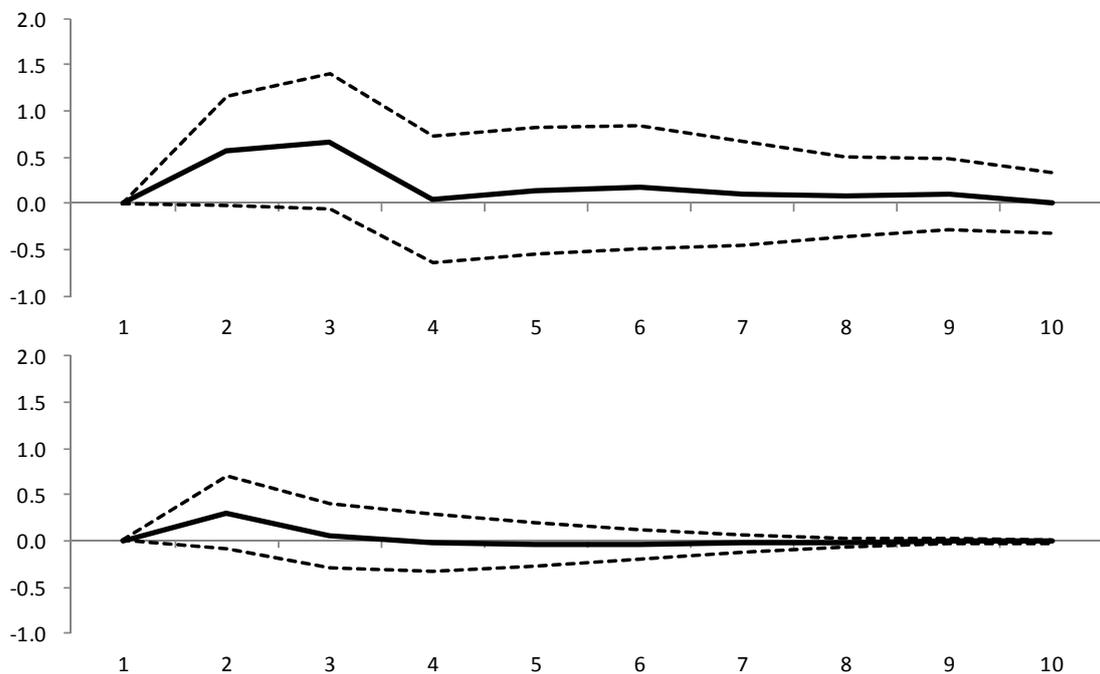
参考 VAR 分析による地価とマクロ経済変数の関係

ここでは、マクロモデルの分析結果を VAR 分析によって確認する。VAR 分析とは、複数の変数間の時系列的な関係を分析する手法であり、ある変数に対してショックを与えた場合に他の変数がどのように反応するかを明らかにするものである。VAR 分析は特定の理論に依拠することなくデータ間の関係を分析することが可能なため、VAR 分析の結果と前述のマクロモデルによるシミュレーション結果と比較することで、一種のバックテストを行うことができる。

下の図表の上段は、設備投資・商業地地価・長期金利の 3 変数からなる VAR モデルの推定結果を基に、商業地地価に対して+1%のショックを与えた場合の設備投資の反応を表したものである。同様にして、図表下段は住宅投資・住宅地地価・長期金利の 3 変数からなる VAR モデルの推定結果を基に、住宅地地価に対して+1%のショックを与えた場合の住宅投資の反応を表したものである。

2つの図表から、地価の上昇に対して設備投資と住宅投資がプラスに反応していることが確認できる。このことは、マクロモデルで想定した地価から設備投資・住宅投資に対するチャンネルが過去のデータ間の特性からも支持されることを示唆している。

図表 地価ショックに対する設備投資（上段）と住宅投資（下段）の反応



注) 単位は%。破線は 2 標準偏差の幅の信頼区間を表す。

II. 方程式体系

平成 24 年度モデルは、下の図表に示した通り 7 ブロック 64 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。時点については年度ベースの表記としているため、第 1 四半期 (1Q) は 4-6 月、第 2 四半期 (2Q) は 7-9 月、第 3 四半期 (3Q) は 10-12 月、第 4 四半期 (4Q) は 1-3 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 24 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
	家計金融資産(現預金)	46
	家計金融資産(現預金以外)	47
不動産	地価(全用途)	48
	地価(住宅地)	49
	地価(商業地)	50
	土地資産額(家計保有分)	51
	土地資産額(民間法人保有分)	52
	土地取引量	53
金融	長期金利(10年物国債利回り)	54
	住宅ローン金利	55
	企業財務金利	56
	資本コスト(土地)	57
	期待地価上昇率	58
	資本コスト(住宅)	59
	期待住宅価格上昇率	60
	名目実効為替レート	61
	実質実効為替レート	62
	実質実効為替レート(後方3年移動平均)	63
	円ドル為替レート	64

(1) 需要ブロック

実質民間最終消費支出

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(CP_t) = & 0.005 + 0.168 \Delta \log\left(\frac{YDH_t}{PCP_t/100}\right) - 0.025D89Q1 - 0.033D97Q1 \\ & (6.223) (2.820) \quad (-3.105) \quad (-3.942) \\ & - 0.323 \left[\log(CP_{t-1}) - 0.355 - 0.941 \log\left(\frac{YW_{t-1}}{PCP_{t-1}/100}\right) - 0.108 \left(\frac{FA_{t-1}}{HDEBT_{t-1}}\right) \right] \\ & (-4.960) \end{aligned} \quad (1)$$

Sample: 1980Q4-2010Q3 修正 R²:0.349 DW: 1.914

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 D89Q1:消費税導入ダミー(1989Q1=1) D97Q1:消費税増税ダミー(1997Q1=1)

名目民間企業設備投資(法人企業統計ベース)

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log\left(\frac{I_t}{PIEP_t/100}\right) = & -0.009 + 0.276 \Delta \log(EX_t) + 0.001LOANDI_{t-1} \\ & (-2.195) (3.314) \quad (5.358) \\ & - 2.020 \left[\frac{I_{t-1}/(PIEP_{t-1}/100)}{K_{t-2}/(PIEP_{t-2}/100)} - 0.017 - 0.009Mq_{t-1} \right. \\ & \quad \left. + 0.003 \frac{DEBT_RATIO_{t-1}}{100} \right. \\ & \quad \left. - 0.019 \frac{LAND_C_{t-1}/(PIEP_{t-1}/100)}{K_{t-2}/(PIEP_{t-2}/100)} \right] \\ & (-3.185) \end{aligned} \quad (2)$$

Sample: 1985Q2-2010Q3 修正 R²:0.325 DW: 2.013

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

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「Ⅲ.(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ー(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)

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。

$$\log(IEP_t) = 2.348 + 0.792 \log\left(\frac{I_t}{PIEP_t/100}\right) \quad (4)$$

(6.889) (75.216)

Sample: 1980Q1-2010Q3 修正 R²:0.979 DW: 0.335

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)

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込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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{IHP}_t) = & -0.003 + 0.524\Delta \log(\text{IHP}_{t-1}) + 0.055\text{D_CTAX} \\ & (-1.117) \quad (7.080) \quad (3.028) \\ & -0.006 \left[\text{IHP}_{t-1} + 38759.324 + 93.551\text{UCC_H}_{t-1} - 0.0005 \frac{\text{LAND_H}_{t-1}}{\text{PIHP}_{t-1}/100} \right. \\ & \left. - 1191.3556 \frac{\text{FA}_{t-1}}{\text{HDEBT}_{t-1}} - 588.26 \left(\frac{\text{POP1564}_{t-1}}{\text{POPALL}_{t-1}} \times 100 \right) \right] \end{aligned} \quad (5)$$

Sample: 1981Q2-2010Q3 修正 R²:0.399 DW: 1.784

IHP: 実質民間固定資本形成(住宅) D_CTAX : 消費税増税駆込ダミー (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

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{EX}_t) = & 0.007 + 0.460\Delta \log(\text{EX}_{t-1}) - 0.210\Delta \log(\text{REFX}_t) + 2.407\Delta \log(\text{WGDP}_t) \\ & (2.218) \quad (5.772) \quad (-3.328) \quad (6.157) \quad (6) \\ & -0.275[\log(\text{EX}_{t-1}) + 4.509 - 0.943 \log(\text{WGDP}_{t-1}) + 0.398 \log(\text{REFX}_{t-1})] \\ & (-5.453) \end{aligned}$$

Sample: 1980Q3-2010Q3 修正 R²:0.467 DW: 2.113

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

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、短期的には自己ラグ及び実質輸出、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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{IM}_t) = & 0.001 + 0.124\Delta \log(\text{IM}_{t-1}) + 0.429\Delta \log(\text{EX}_t) + 0.463 \log(\text{GDP}_{t-1}) \\ & (0.354) \quad (1.734) \quad (7.324) \quad (2.580) \\ & -0.123 \left[\log \left(\frac{\text{IM}_{t-1}}{\text{EX}_{t-1}} \right) + 0.737 - 0.659 \log \left(\frac{\text{REFX_MA}_{t-1}}{100} \right) \right] \\ & (-3.603) \end{aligned} \quad (7)$$

Sample: 1980Q3-2010Q3 修正 R²:0.432 DW: 2.041

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

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。

$$\text{GDP}_t = \text{CP}_t + \text{CG}_t + \text{IEP}_t + \text{IHP}_t + \text{IG}_t + \text{INP}_t + \text{ING}_t + \text{EX}_t - \text{IM}_t \quad (8)$$

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

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。

$$\text{NCP}_t = \text{CP}_t \times \frac{\text{PCP}_t}{100} \quad (9)$$

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

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)

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)

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

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

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

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

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

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「Ⅲ. (2) 変数作成方法」で詳述する。

$$GDPPOT_t = \exp[\log(TFP_t) + 0.33 \log(KP_t \times CUPOT_t) + 0.67 \log(EMPOT_t \times EHPOT_t)] \quad (17)$$

GDPPOT :潜在 GDP TFP :全要素生産性 KP :実質民間資本ストック(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

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。

$$GDPGAP_t = \frac{GDP_t - GDPPOT_t}{GDPPOT_t} \times 100 \quad (18)$$

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

潜在成長率

潜在成長率は、潜在 GDP の前年同期比として定義される。

$$GDPPOTGR_t = \frac{GDPPOT_t - GDPPOT_{t-4}}{GDPPOT_{t-4}} \times 100 \quad (19)$$

GDPPOTGR :潜在成長率 GDPPOT :潜在 GDP

潜在就業者数

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「Ⅲ. (2) 変数作成方法」で詳述する。

$$EMPOT_t = LBPOT_t \times \left(1 - \frac{URSTR}{100}\right) \quad (20)$$

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

潜在労働力人口

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)

「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。

$$KP_t = 0.9990(KP_{t-1} + IEP_t) \quad (22)$$

(2406.806)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.999 DW: 1.746

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)

「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。

$$K_t = 0.960K_{t-1} + 0.992I_t \quad (23)$$

(120.048) (5.628)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.996 DW: 2.340

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

時間あたり賃金

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）。

$$\Delta \log (W_t) = 0.015 + 0.002 \text{INFR}_t - 0.003 \text{UR} - 0.140 \left[\frac{YW_{t-1}}{\text{NGDP}_{t-1}} - 0.515 \right] \quad (24)$$

(2.468) (1.996) (-2.189) (-1.691)

Sample: 1981Q1-2010Q3 修正 R²:0.280 DW: 2.850

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

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。

$$\Delta \log (EH_t) = -0.002 + 0.061 \left(\frac{\text{GDPGAP}_t}{100} \right) - 0.479 [\log (EH_{t-1}) - \log (EHPOT_{t-1})] \quad (25)$$

(-2.783) (2.517) (-6.023)

Sample: 1981Q1-2010Q3 修正 R²:0.281 DW: 2.075

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

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。

$$\Delta \log (LPT_t) = -0.00006 + 0.030 \left(\frac{\text{GDPGAP}_t}{100} \right) - 0.378 [\log (LPT_{t-1}) - \log (LPTPOT_{t-1})] \quad (26)$$

(-2.065) (2.881) (-5.219)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.222 DW: 2.215

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

就業者数

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

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

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。

$$\Delta \log (EHALL_t) = 0.001 + 0.194 \left(\frac{GDPGAP_t}{100} \right) \quad (29)$$

(1.190) (6.777)
-0.558[log(EHALL_{t-1}) - log(EHALLPOT_{t-1})]
(-7.942)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.367 DW: 2.177

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

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

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(CPI_t) = & 0.002 + 0.099 \left(\frac{GDPGAP_t}{100} \right) + 0.116 \Delta \log(ULC_t) + 0.016 D97Q1 \\ & (3.712) \quad (5.930) \qquad (3.934) \qquad (3.614) \\ & -0.1573 [\log(CPI_{t-1}) - 1.977 - 0.344 \log(W_{t-1})] \\ & (-3.793) \\ & \text{Sample: 1980Q2-2010Q3} \quad \text{修正 } R^2: 0.379 \quad \text{DW: 2.724} \end{aligned} \quad (32)$$

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

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。

$$INFR_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-4}}{CPI_{t-4}} \times 100 \quad (33)$$

INFR :インフレ率 CPI :消費者物価指数

企業物価指数

企業物価指数は、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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(CGPI_t) = & -0.001 + 0.430 \Delta \log(CGPI_{t-1}) + 0.029 \Delta \log(USDJPY_t \times WTI_t) \\ & (-1.189) \quad (5.821) \qquad (7.441) \\ & + 0.053 \left(\frac{GDPGAP_t}{100} \right) \\ & (2.202) \end{aligned} \quad (34)$$

Sample: 1983Q1-2010Q3 修正 R^2 : 0.461 DW: 2.311

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

民間最終消費支出デフレーター

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。

$$\Delta \log(\text{PCP}_t) = -0.0001 + 0.561\Delta \log(\text{CPI}_t) \quad (35)$$

(-0.245) (11.889)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.537 DW:2.075

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

政府最終消費支出デフレーターは、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。

$$\Delta \log(\text{PCG}_t) = -0.0003 + 0.256\Delta \log(\text{W}_t) + 0.274\Delta \log(\text{PIG}_t) \quad (36)$$

(-0.245) (3.755) (1.989)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.141 DW:2.706

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)

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、企業物価指数の前期比、時間あたり賃金の前期比で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PIEP}_t) = -0.002 + 0.406\Delta \log(\text{PIEP}_{t-1}) + 0.184\Delta \log(\text{CGPI}_t) + 0.075\Delta \log(\text{W}_t) \quad (37)$$

(-4.505) (5.883) (5.683) (3.303)

Sample: 1980Q3-2010Q3 修正 R²:0.524 DW:2.223

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

民間固定資本形成デフレーター(住宅)

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、企業物価指数の前期比、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。

$$\Delta \log(\text{PIHP}_t) = 0.002 + 0.233\Delta \log(\text{PIHP}_{t-1}) + 0.427\Delta \log(\text{CGPI}_t) + 0.078\Delta \log(\text{W}_{t-2}) \quad (38)$$

(2.586) (3.113) (6.579) (1.876)

Sample: 1980Q4-2010Q3 修正 R²:0.393 DW:2.074

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

公的固定資本形成デフレーターは、企業物価指数の前期比と時間あたり賃金の前期比で説明する定式化としている。

$$\Delta \log(\text{PIG}_t) = 0.001 + 0.406\Delta \log(\text{CGPI}_t) + 0.184\Delta \log(\text{W}_t) \quad (39)$$

(2.173) (10.324) (2.126)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.484 DW:1.583

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

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。

$$\Delta \log(\text{PEX}_t) = -0.001 - 0.404\Delta \log(\text{NEFX}_t) + 0.184\Delta \log(\text{CGPI}_t) \quad (40)$$

(-0.882) (-16.875) (3.833)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.756 DW:1.939

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

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{PIM}_t) = & 0.001 + 0.249\Delta \log(\text{PIM}_{t-1}) - 0.493\Delta \log(\text{NEFX}_t) \\ & (0.468) (4.761) \quad (-8.287) \\ & + 0.114\Delta \log(\text{WTI}_t \times \text{USDJPY}_t) \\ & (6.747) \end{aligned} \quad (41)$$

Sample: 1983Q1-2010Q3 修正 R²:0.701 DW:2.369

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

国内総生産デフレーター

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。

$$\text{PGDP}_t = \frac{\text{NGDP}_t}{\text{GDP}_t} \times 100 \quad (42)$$

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

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。

$$YDH_t = 6802.904 + 0.578NGDP_t \quad (43)$$

(8.767) (84.055)

Sample: 1980Q1-2010Q3 修正 R²:0.983 DW:0.436

YDH:家計可処分所得 NGDP:名目国内総生産

雇用者報酬

雇用者報酬は、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:雇用者報酬 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

家計金融資産は、現預金と現預金以外の資産の合計として定義している。

$$FA_t = FASAFE_t + FARISK_t \quad (45)$$

FA:家計金融資産 FASAFE:家計金融資産(現預金) FARISK:家計金融資産(現預金以外)

家計金融資産(現預金)

家計金融資産(現預金)は、その変化分が可処分所得と名目消費の差として定義したフローの貯蓄額によって説明される定式化としている。

$$\Delta FASAFE_t = -3253.833 + 0.938(YDH_t - NCP_t) \quad (46)$$

(-6.125) (16.351)

Sample: 1980Q4-2010Q3 修正 R²:0.691 DW:0.546

FASAFE:家計金融資産(現預金) YDH:家計可処分所得 NCP:名目民間最終消費支出

家計金融資産(現預金以外)

家計金融資産（現預金以外）は、その前期比が株価指数の前期比で説明される定式化と
している。

$$\Delta \log (\text{FARISK}_t) = 0.004 + 0.095 \Delta \log (\text{TOPIX}_t) \quad (47)$$

(2.244) (5.377)

Sample: 1991Q2-2010Q3 修正 R²:0.266 DW:0.769

FARISK :家計金融資産(現預金以外) TOPIX :東証株価指数

(6)不動産ブロック

地価(全用途)

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{PLAND_ALL}_t) = & -0.004 + 0.812\Delta \log(\text{GDP}_t) \\ & (-4.685) \quad (8.768) \\ & -0.160\Delta(\text{ILR}_t - \text{INFR}_t + \text{RP}_t - \text{GDPPOTGR}_t + \tau_t^{\text{PL}}) \\ & (-16.571) \\ & -0.043[\log(\text{PLAND_ALL}_{t-1}) - 0.432 - 0.505\log(\text{GDP}_{t-1}) \\ & \quad + 0.245(\text{ILR}_{t-1} - \text{INFR}_{t-1} + \text{RP}_{t-1} \\ & \quad \quad - \text{GDPPOTGR}_{t-1} + \tau_{t-1}^{\text{PL}})] \\ & (-3.228) \end{aligned} \tag{48}$$

Sample: 1982Q2-2010Q3 修正R²:0.811 DW:0.526

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)

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。

$$\begin{aligned} \log(\text{PLAND_RES}_t) = & 0.950 + 0.847\log(\text{PLAND_ALL}_t) \\ & (31.280) \quad (145.087) \end{aligned} \tag{49}$$

Sample: 1992Q1-2010Q3 修正R²:0.996 DW:0.014

PLAND_RES :地価(住宅地) PLAND_ALL :地価(全用途)

地価(商業地)

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。

$$\begin{aligned} \log(\text{PLAN_COM}_t) = & -3.292 + 1.565\log(\text{PLAND_ALL}_t) \\ & (-20.089) \quad (49.699) \end{aligned} \tag{50}$$

Sample: 1992Q1-2010Q3 修正R²:0.971 DW:0.010

PLAND_COM :地価(商業地) PLAND_ALL :地価(全用途)

土地資産額(家計保有分)

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。

$$\log(\text{LAND_H}_t) = 10.988 + 0.966\log(\text{PLAND_RES}_t) - 0.214\log(\text{YDH}_t) \quad (51)$$

(13.499) (88.425) (-2.828)

Sample: 1992Q1-2010Q3 修正 R²:0.995 DW:0.075

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)

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。

$$\log(\text{LAND_C}_t) = -8.854 + 0.427\log(\text{PLAND_COM}_t) + 0.814\log(\text{SALE}_t) \quad (52)$$

(-7.543) (19.460) (14.205)

Sample: 1992Q1-2010Q3 修正 R²:0.972 DW:0.312

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

土地取引量

土地取引件数は、資本コスト(土地)、実質GDP成長率、生産年齢人口比率を説明変数とする定式化した。

$$\log(\text{LANDDEAL}_t) = 8.680 - 0.009\text{UCC_L}_t \quad (53)$$

(20.719) (-4.558)

$$+ 1.843 \left(\frac{\text{GDP}_t - \text{GDP}_{t-4}}{\text{GDP}_{t-4}} \right) + 0.064 \left(\frac{\text{POP1564}_t}{\text{POPALL}_t} \times 100 \right)$$

(4.442) (10.297)

Sample: 1981Q1-2010Q3 修正 R²:0.688 DW:0.212

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)

長期金利(10年物国債利回り)は、潜在成長率とインフレ率の和によって説明される定式化をとっている。

$$ILR_t = 1.266 + 0.780(GDPPOTGR_t + INFR_t) \quad (54)$$

(8.463) (22.174)

Sample: 1981Q1-2010Q3 修正 R²:0.806 DW:0.378

ILR:長期金利(10年物国債流通利回り) GDPPOTGR:潜在成長率 INFR:インフレ率

住宅ローン金利

住宅ローン金利は、長期金利(10年物国債流通利回り)で説明される定式化とした。

$$IHR_t = 1.059 + 0.904ILR_t \quad (55)$$

(11.950) (47.685)

Sample: 1980Q1-2010Q3 修正 R²:0.949 DW:0.712

IHR:住宅ローン金利 ILR:長期金利(10年物国債流通利回り)

企業財務金利

企業財務金利は、長期金利(10年物国債利回り)で説明される定式化とした。なお、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た。

$$R_t = 1.059 + 0.542 \left(\frac{ILR_t}{100} \right) \quad (56)$$

(1.269) (59.895)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.967 DW:0.849

R:企業財務金利 ILR:長期金利

資本コスト(土地)

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「Ⅲ.(2)変数作成方法」で詳述する。

$$UCC_L_t = \left[\left[\left(\frac{ILR_t - INFR_t - LPRICE_t}{100} \right) \times \left(1 + \frac{\tau_t^{AL} + \tau_t^{RL}}{100} \right) + \frac{\tau_t^{PL}}{100} \right] \times \frac{1}{(1 + CTAX_t/100)} \right] \times 100 \quad (57)$$

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

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。

$$LPRICE_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \frac{PLAND_ALL_{t-s} - PLAND_ALL_{t-s-4}}{PLAND_ALL_{t-s-4}} \quad (58)$$

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)

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「Ⅲ.(2)変数作成方法」で詳述する。

$$UCC_H_t = \left[\left(\frac{IHR_t - INFR_t + DEP_H_t - HPRICE_t}{100} \right) \times \left(1 + \frac{\tau_t^{AH} + \tau_t^{RH}}{100} \right) + \frac{\tau_t^{PH}}{1 + CTAX/100} \right] \times 100 \quad (59)$$

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

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。

$$HPRICE_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \frac{PIHP_{t-s} - PIHP_{t-s-4}}{PIHP_{t-s-4}} \quad (60)$$

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

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。

$$\Delta \log(NEFX_t) = 0.002 - 0.794\Delta \log(USDJPY_t) + 0.056D97Q4 + 0.097D08Q3 \quad (61)$$

(1.223) (-29.075) (3.769) (6.351)

Sample: 1980Q2-2010Q3 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 D97Q4 :ダミー変数(1997Q4=1)
D08Q3 :ダミー変数(2008Q3=1)

実質実効為替レート

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。

$$\Delta \log(\text{REFX}_t) = -0.009 + 1.011\Delta \log(\text{NEFX}_t) + 0.573\Delta \log(\text{CPI}_t) \quad (62)$$

(-16.892) (91.563) (7.183)

Sample: 1980Q2-2010Q3 修正 R²:0.986 DW:0.958

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)

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。

$$\text{REFX_MA}_t = \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \text{REFX}_{t-s} \quad (63)$$

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

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。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{USDJPY}_t) = & 0.002 + 1.011\Delta \log(\text{USDJPY}_{t-1}) \\ & (0.535) (1.888) \\ & -0.012[\log(\text{USDJPY}_{t-1}) + 1.401(\text{ILR}_{t-1} - \text{USILR}_{t-1})] \\ & (-4.191) \\ & -0.064 \left[\log(\text{USDJPY}_{t-1}) - 4.475 - 1.181 \log \left(\frac{\text{CPI}_{t-1}}{\text{USCPI}_{t-1}} \right) \right] \\ & (-2.915) \\ & -0.119\text{D85Q3} - 0.146\text{D95Q1} - 0.165\text{D98Q3} \\ & (-2.775) \quad (-3.407) \quad (-3.904) \end{aligned} \quad (64)$$

Sample: 1980Q3-2010Q3 修正 R²:0.316 DW:1.880

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 D85Q3 :ダミー変数(1985Q3=1)
D95Q1 :ダミー変数(1995Q1=1) D98Q3 :ダミー変数(1998Q3=1)

Ⅲ. 平成 24 年度モデルにおける変数

(1) 変数表

平成 24 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 64 個、外生変数 42 個の合計 106 個のデータを使用している。

図表 変数表

記号	変数名	単位	方程式 No	データ出典・作成方法
D_CTAX	消費税増税前駆け込み (1996Q1~1996Q4=1)	—	外生変数	—
CG	実質政府最終消費支出	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
CGPI	企業物価指数	指数	34	日本銀行『企業物価指数』
CP	実質民間最終消費支出	10 億円	1	内閣府『国民経済計算』
CPI	消費者物価指数(CPI)	指数	32	総務省『消費者物価指数』
CTAX	消費税率	%	外生変数	財務省
CUPOT	潜在資本稼働率	指数	外生変数	経済産業省『鉱工業生産指数』 (期間平均値)
D08Q3	円高ダミー (2008Q3=1)	—	外生変数	—
D85Q3	円高ダミー (1985Q3=1)	—	外生変数	—
D89Q1	消費税導入ダミー (1989Q1=1)	—	外生変数	—
D97Q1	消費税増税ダミー (1997Q1=1)	—	外生変数	—
D97Q4	円高ダミー (1997Q4=1)	—	外生変数	—
D98Q3	円高ダミー(1998Q3=1)	—	外生変数	—
DEBT_RATIO	負債比率	%	外生変数	財務省『法人企業統計季報』
DEP_H	住宅減耗率	%	外生変数	内閣府『国民経済計算』(住宅固 定資本減耗÷住宅資産残高)
EH	一人あたり労働時間	時間/人	25	厚生労働省『毎月勤労統計調 査』
EHALL	総労働時間	時間	29	厚生労働省『毎月勤労統計調 査』
EHALL	潜在総労働時間	時間	外生変数	総労働時間を HP フィルターで平 準化
EHPOT	潜在一人あたり労働時間	時間	外生変数	総務省『労働力調査』
EM	就業者数	万人	27	総務省『労働力調査』
EMPOT	潜在就業者数	万人	20	潜在労働力人口×(1-構造失業 率)
EX	実質財貨・サービスの輸出	10 億円	6	内閣府『国民経済計算』
FA	家計金融資産	10 億円	45	内閣府『国民経済計算』
FARIS	家計金融資産(現預金以外)	10 億円	47	内閣府『国民経済計算』
FASAFE	家計金融資産(現預金)	10 億円	46	内閣府『国民経済計算』

GDP	実質国内総生産	10 億円	8	内閣府『国民経済計算』
GDPGAP	GDP ギャップ	%	18	(実質 GDP－潜在 GDP)÷潜在 GDP
GDPPOT	潜在 GDP	10 億円	17	本報告書Ⅲ.(2)2を参照
GDPPOTGR	潜在成長率	%	19	潜在 GDP の前年同期比変化率
HDEBT	家計負債残高	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
HPRICE	期待住宅価格上昇率	%	60	内閣府『国民経済計算』(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)
I	民間企業設備投資(法人企業統計)	100 万円	2	財務省『法人企業統計季報』
IEP	実質民間固定資本形成(企業設備)	10 億円	4	内閣府『国民経済計算』
IG	実質公的固定資本形成	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
IHP	実質民間固定資本形成(住宅)	10 億円	5	内閣府『国民経済計算』
IHR	住宅ローン金利	%	55	日本銀行『金融経済統計月報』
ILR	長期金利(10年物国債流通利回り)	%	54	Bloomberg 及び日本銀行『経済統計年報』
IM	実質財貨・サービスの輸入	10 億円	7	内閣府『国民経済計算』
INFR	インフレ率	%	33	消費者物価指数の前年同期比変化率
ING	実質公的在庫品増加	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
INP	実質民間在庫品増加	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
K	名目民間資本ストック(法人企業統計ベース)	100 万円	23	財務省『法人企業統計季報』
KP	実質民間資本ストック(民間企業資本ストックベース)	100 万円	22	内閣府『民間企業資本ストック』
LAND_C	土地資産額(民間法人部門保有分)	10 億円	52	内閣府『国民経済計算』
LAND_H	土地資産額(家計保有分)	10 億円	51	内閣府『国民経済計算』
LANDDEAL	土地取引量	件	53	法務省『法務統計月報』
LB	労働力人口	万人	28	総務省『労働力調査』
LBPOT	潜在労働力人口	万人	21	15歳以上人口×潜在労働参加率
LOANDI	貸出態度 DI	指数	外生変数	日本銀行『金融経済統計月報』
LPRICE	期待地価上昇率	%	58	国土交通省『地価公示』(前年比変動率の後方3年移動平均)
LPT	労働参加率	%	26	総務省『労働力調査』『人口推計』
LPTPOT	潜在労働参加率	%	外生変数	労働参加率を HP フィルターで平準化
MQ	トービンの限界 q	—	3	本報告書Ⅲ.(2)3を参照
NCG	名目政府最終消費支出	10 億円	10	内閣府『国民経済計算』
NCP	名目民間最終消費支出	10 億円	9	内閣府『国民経済計算』
NEFX	名目実効為替レート	指数	61	日本銀行『実効為替レート』
NEX	名目財貨・サービスの輸出	10 億円	14	内閣府『国民経済計算』
NGDP	名目国内総生産	10 億円	16	内閣府『国民経済計算』
NIEP	名目民間固定資本形成(企	10 億円	11	内閣府『国民経済計算』

	業設備)			
NIG	名目公的固定資本形成	10 億円	13	内閣府『国民経済計算』
NIHP	名目民間固定資本形成(住宅)	10 億円	12	内閣府『国民経済計算』
NIM	名目財貨・サービスの輸入	10 億円	15	内閣府『国民経済計算』
NING	名目公的在庫品増加	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
NINP	名目民間在庫品増加	10 億円	外生変数	内閣府『国民経済計算』
PCG	政府最終消費支出デフレーター	指数	36	内閣府『国民経済計算』
PCP	民間最終消費支出デフレーター	指数	35	内閣府『国民経済計算』
PEX	財貨・サービスの輸出デフレーター	指数	40	内閣府『国民経済計算』
PGDP	国内総生産デフレーター	指数	42	内閣府『国民経済計算』
PIEP	民間固定資本形成デフレーター(企業設備)	指数	37	内閣府『国民経済計算』
PIG	公的固定資本形成デフレーター	指数	39	内閣府『国民経済計算』
PIHP	民間固定資本形成デフレーター(住宅)	指数	38	内閣府『国民経済計算』
PIM	財貨・サービスの輸入デフレーター	指数	41	内閣府『国民経済計算』
PLAND_ALL	地価(全用途)	指数	48	国土交通省『地価公示』(1974年末=100として各年の地価変動率で指数化)
PLAND_COM	地価(商業地)	指数	50	国土交通省『地価公示』(1974年末=100として各年の地価変動率で指数化)
PLAND_RES	地価(住宅地)	指数	49	国土交通省『地価公示』(1974年末=100として各年の地価変動率で指数化)
POP15	15 歳以上人口	万人	外生変数	総務省『人口推計』
POP1564	生産年齢人口	万人	外生変数	総務省『人口推計』
POPALL	総人口	万人	外生変数	総務省『人口推計』
R	企業財務金利	%	56	財務省『法人企業統計季報』(支払利子÷(借入金+社債残高))
REFX	実質実効為替レート	指数	62	日本銀行『実効為替レート』
REFX_MA	実質実効為替レート(後方 3 年移動平均)	—	63	—
RP	リスクプレミアム	%	外生変数	本報告書 I. (2) 2)を参照
SALE	売上高	100 万円	外生変数	財務省『法人企業統計季報』
TFP	全要素生産性	—	外生変数	本報告書 III. (2) 2)を参照
TOPIX	東証株価指数	指数	外生変数	Bloomberg
UCC_H	資本コスト(住宅)	%	59	本報告書 I. (2) 3)及び III. (2) 4)を参照
UCC_L	資本コスト(土地)	%	57	本報告書 I. (2) 3)及び III. (2) 4)を参照
ULC	ユニットレバーコスト	—	31	内閣府『国民経済計算』(雇用者報酬÷実質 GDP)
UR	完全失業率	%	30	総務省『労働力調査』

URSTR	構造失業率	%	外生変数	本報告書Ⅲ.(2)2を参照
USCPI	米国消費者物価指数	指数	外生変数	US Bureau of Labor Statistcs
USDJPY	円ドル為替レート	円/ドル	64	Bloomberg
USILR	米国長期金利(10年物国債 流通利回り)	%	外生変数	Bloomberg
W	時間あたり賃金	円/人・時間	24	内閣府『国民経済計算』、総務省 『労働力調査』、厚生労働省『毎 月勤労統計調査』
WGDP	世界 GDP	100 万ドル	外生変数	OECD『Economic Outlook』(G7 各国の GDP 合計)
WTI	原油価格	ドル/バレル	外生変数	Bloomberg
YDH	家計可処分所得	10 億円	43	内閣府『国民経済計算』
YW	雇用者報酬	10 億円	44	内閣府『国民経済計算』
δ	減価償却率	%	外生変数	財務省『法人企業統計季報』(減 価償却費÷期末資本ストック)
π	利潤率	%	外生変数	財務省『法人企業統計季報』(営 業利益÷期末資本ストック)
τ^{AH}	不動産取得税率(住宅)	%	外生変数	国土交通省
τ^{AL}	不動産取得税率(土地)	%	外生変数	国土交通省
τ^{PH}	固定資産税実効税率(住宅)	%	外生変数	総務省『固定資産の価格等の概 要調書』、内閣府『国民経済計 算』
τ^{PL}	固定資産税実効税率(土地)	%	外生変数	総務省『固定資産の価格等の概 要調書』、内閣府『国民経済計 算』
τ^{RH}	登録免許税率(住宅)	%	外生変数	国土交通省
τ^{RL}	登録免許税率(土地)	%	外生変数	国土交通省

(2)変数作成方法

ここでは、先述の変数のうち、データ加工方法や導出過程の詳細な説明が必要と考えられる「SNA 関連計数」「潜在 GDP」「トービンの限界 q 」「資本コスト」の 4 点について説明する。

1)SNA関連計数の処理

国土交通省マクロ経済モデルは内閣府『国民経済計算』（以下、SNA）をベースにしている。SNA は速報計数と確報計数の 2 種類が利用可能だが、本モデルでは原則確報計数のみを使用しており、モデル構築にあたっては以下に示す下準備が必要となる。

①基準接続

平成 24 年度モデルでは、平成 17 年基準 SNA と平成 12 年基準 SNA の双方を使用している。これは、方程式の推計期間が最長で 1980 年～2010 年であるのに対して、最新の平成 17 年基準計数が収録されている『2010 年度国民経済計算確報』は、計数によって異なるものの最長でも 1994 年以降しか収録されていない。そこで、平成 12 年基準である『2009 年度国民経済計算確報』（1980 年～2009 年まで利用可能）を用いて計数接続を行う必要が生じる。本業務では、原則として 2 つの基準が重複する 20 四半期（5 年）分の計数の乖離率の平均をとり、これをリンク係数として平成 17 年基準計数の過去遡及を行った。例えば、実質 GDP の場合は 2 つの基準が重複する 1994 年 1-3 月期の 1998 年 1-3 月期までのデータから計算されるリンク係数は 0.949 であり、この係数を平成 12 年基準の計数に乗じることで 1980 年以降の計数を計算した⁹。

②季節調整

基準接続の次に必要な作業が季節調整である。国土交通省マクロ経済モデルでは、誤差修正モデルをはじめ多くの方程式で対数階差（すなわち前期比変化率）を多用しているが、季節変動を含む計数の前期比変化率を計算する場合は季節調整値を用いるのが一般的である。しかしながら、SNA 確報の四半期計数は原系列のみ公表されており、季節調整の作業はユーザーが行う必要がある。本業務では、Eviews に実装されている「Census X-12 ARIMA」

⁹ ただし、住宅投資デフレーター（民間固定資本形成デフレーター（住宅））は、住宅資本コストに含まれる期待住宅価格上昇率が住宅投資デフレーター上昇率の後方 3 年移動平均であることから、1979 年以前の系列（1976 年 7-9 月期以降のデータ）も使用する必要がある。そのため、平成 2 年基準の計数が収録されている『内閣府国民経済計算報告』（1955 年～1998 年まで利用可能）を用いて接続している。

の機能を利用して四半期計数の季節調整を行った¹⁰。

この場合の留意点として、GDPのコンポーネントの季節調整値を合計したものはGDPの季節調整値とは一致しない。このため、本モデルではコンポーネントの季節調整値を合計することで実質GDP、名目GDPを計算した。同様の問題として、デフレーターについても例えば季節調整を施した実質GDPと名目GDPの比はGDPデフレターの季節調整値とは一致しない。このため、デフレーターについても別途実質値と名目値の比をとることで計算した。

③線形補間

SNA計数を使用する際の最後の留意点として、主にストック変数は暦年末値のみ利用可能である点である。本業務では、暦年計数を線形補間することで四半期計数を作成した。

2)潜在GDPの作成方法

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

¹⁰ SNA以外では、財務省『法人企業統計』から取得したデータも季節調整を施している。

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「2. 連立方程式体系」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 4 月から 1994 年 3 月までデータをサンプルとしている¹¹。推計結果から、欠損と失業の逆相関を表す係数は-0.428 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
4.039*** (33.509)	-0.428*** (-10.182)	0.686

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

¹¹厚生労働省(2005)や伊藤他(2006)においても UV 曲線の推計では 1994 年 4 月までのデータしか使用されていない。

連立方程式として解いた解として求めることができる。

$$U_t = V_t \tag{4}$$

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。

$$U_t^* = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} \tag{5}$$

一方で、式(3)からは

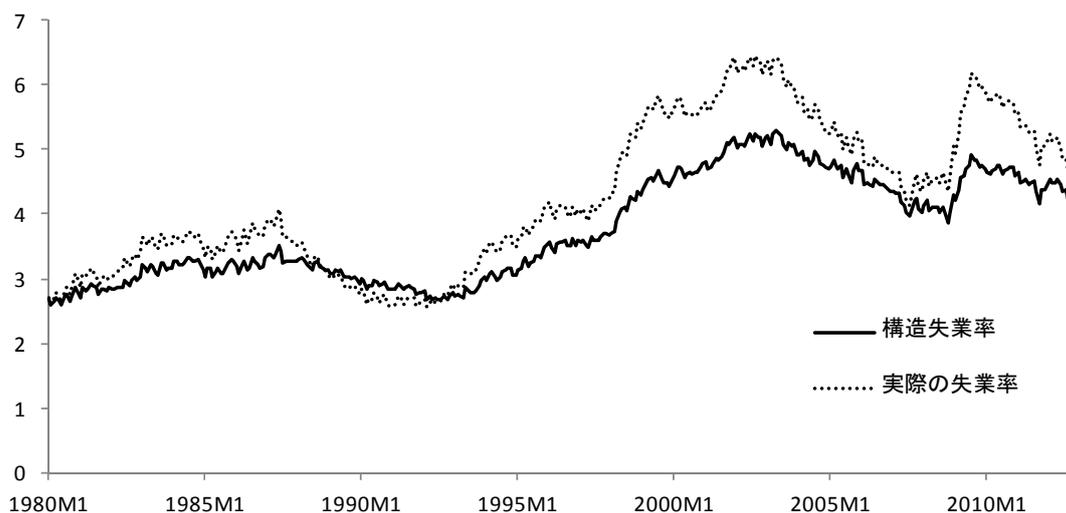
$$\beta_0 = U_t - \beta_1 V_t$$

であるから、最終的に以下の式(6)を得る。

$$U_t^* = \frac{U_t - \beta_1 V_t}{1 - \beta_1} \tag{6}$$

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¹²。これによって求めた構造失業率は以下の通りである¹³。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



¹² 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。

¹³ 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。

3) トービンの限界 q の導出方法

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 24 年度モデルで使用しているトービンの限界 q である。

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

4) 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、

$$\{-\varphi_1(r - \pi_c)pk_t + \varphi_1\Delta pk_t\}(1 - A_K)(1 + t_c) \quad (26)$$

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

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、

$$\partial U / \partial K = \varphi_1pk_t\{(r - \pi_c + \delta - \Delta pk_t / pk_t)(1 - A_K)(1 + t_c) + \tau_{PK}\}e^{\rho t} \quad (27)$$

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。

$$(\partial U / \partial K) / (\partial U / \partial C) \quad (28)$$

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

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、

$$\partial U / \partial L = \varphi_1pl_t\{(r - \pi_c - \Delta pl_t / pl_t)(1 - A_L) + \tau_{PL}\}e^{\rho t} \quad (31)$$

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。

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

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

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』
- ・前川聡子・上村敏之(1999)「企業財務データを利用した Tax-adjusted Q の計測」『大阪大学経済学』大阪大学