第 40 卷 第 3 期
2014 年 3 月
财经研究
Journal of Finance and Economics
Vol. 40 No. 3
Mar. 2014

部门投资异质性与中国经济增长的多重均衡*
——对中国“中等收入陷阱”动因的一个理论解释框架

战明华[1],王晓君[1],史晋川[2]
(1. 浙江理工大学 经济管理学院,浙江 杭州 310018;2. 浙江大学 经济学院 ,浙江 杭州 310027;)

摘　要:与以往的研究不同,文章认为中等收入陷阱问题可看作是发展中国家经济增长过程中的一个特殊多重均衡现象,① 因而可将中等收入陷阱问题置于标准的经济增长理论框架内加以考察。在将部门间投资的异质性引入 Ramsey-Cass-Koopmans 动态一般均衡模型后,文章首先从理论上给出了“个私投资”比例变化影响经济稳定均衡点,且更高的“个私投资”比例将导致经济处于更高稳定均衡点的命题。然后,文章在考虑理论模型证明与计量模型衔接,以及计量模型参数估计与统计推断有效性的基础上,利用一般 VAR 和 SVAR 的脉冲响应分析,对命题进行了实证检验。文章的一个重要意义是在已有研究结论与传统主流经济增长理论之间做了一个具有微观基础的“嫁接”,从而使得这些研究结论具有了坚实的微观基础。

关键词:投资异质性;多重均衡;中等收入陷阱
中图分类号:F061.3;F120.3　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2014)03-0030-13

一、文献回顾与问题提出

根据速水(Yujiro,1998)的研究,一个经济体中的文化－制度子系统与经济子系统的非协调发展将导致经济无法进行由要素禀赋所推动的诱致性技术变迁,从而使经济陷入“低水平均衡”的陷阱。综观世界经济发展史,以拉美国家为代表的众多发展中国家在经济发展过程中无法跨越“中等收入陷阱”的现象对此做了最好的注解。对中国而言,近些年来,随着劳动力和各种资源相对价格的变化,经济中的要素禀赋已发生了根本性的变化。然而,尽管各级政府对于推动经济发展方式转变不可谓不殚精竭虑,但人们所期望的重大经济结构转型仍是举步维艰,中国同样面临着落入“中等收入陷阱”的危险。那么,破解这一禁锢发展中国家经济发展的“魔咒”,究竟路在何方？所幸的是,中国的党和政府对此有着深刻而清醒的认识,并在党的十八届三中全会上做出了具有重大历史意义的全面深化改革的决定,为中国在新时期实现经济的全面转型发展提出了科学的纲领与具体的重大战略举措。本文即是以中国的这一重大战略转型期为背景,在主流经济分析框架下,从投资部门异质性视角,探讨可能导致中国经济陷入“中等

收稿日期:2013-12-26
基金项目:国家社科基金重点项目“跨越中等收入陷阱对策研究”(11AZD038)
作者简介:战明华(1971－),男,山东莱西人,浙江理工大学经济管理学院教授;
王晓君(1989－),女,浙江慈溪人,浙江理工大学经济管理学院硕士研究生;
史晋川(1957－),男,山西武进人,浙江大学经济学院教授,博士生导师。

收入陷阱”的具体因素。

理论上,由于是产出的重要决定因素,投资对经济增长的作用很早就引起了人们的注意。在具有基础性的索洛模型(Solow,1956)中,储蓄率的变动可以改变经济平衡增长的路径,但并不改变平衡时刻各变量的增长率。由于在这一模型中,单部门条件下储蓄等于投资和总供给与总需求相等始终成立,这意味着人均投资率的提升具有水平效应而没有增长效应。这表明,如果将人均资本存量增长率为0作为平衡增长的条件,那么索洛模型只存在一个稳定的鞍点均衡,多重均衡是不存在的。而如果将人均资本存量变动率为0作为平衡增长的条件的话,那么在索洛模型中,储蓄率的变动可能导致多重均衡。但在储蓄率内生的Ramsey-Cass-Koopmans(Ramsey,1928;Cass,1965;Koopmans,1965)模型中,即使从人均资本存量与人均消费变动的角度看,也不存在多重均衡现象,经济中只存在一个稳定的鞍点均衡。与此不同的是,在代际交叠模型(Diamond,1965)中,如果不对效用函数与生产函数的形式进行限制,那么经济不仅可能存在多重均衡现象,而且均衡还可能是不稳定的。代际交叠模型均衡解的复杂性后来被许多学者用于解释经济中诸多多重均衡现象的基础。例如,Geanakopolos 和 Polemarchakis(1983)的研究指出,在将劳动供给内生化后,代际交叠模型中的多重稳定均衡解仍存在。Kehoe(1983)和 Levine(1985)则证明,即使将效用函数与生产技术假设标准化,仍无法排除经济中的多重均衡现象。此外,Chipman(2010)在两个经济主体和两种商品且生产函数具有常替代弹性(CES)的条件下证明,如果经济主体更偏好于卖给其他主体的商品,那么经济中也会存在多重均衡现象。

受到前苏联计划经济重视投资在早期所取得的成就和索洛模型强调投资的鼓舞,20世纪50和60年代,“资本第一”的观点被发展中国家所广泛接受(Malcolm 等,1995)。一些经济学家提出,低人均收入与低储蓄之间的恶性循环是造成发展中国家落入“低水平均衡陷阱”的原因(Leibenstein,1954),而跳出这一陷阱的方法是给予人均储蓄率一个突然而持续的增长。“临界最小努力模型”和“大推进模型”(Nelson,1956)对此思想进行了系统的理论解释。然而,实践证明,除了少数例外,投资主导的发展中经济体鲜有长期成功的案例。虽然人们从政府赤字、产业政策和外贸政策等诸多方面对此进行了解释,但发展经济体内部投资主体异质性可能内生导致经济存在多重均衡的可能性却似乎并未受到广泛关注。

近几年来,随着劳动力跨部门流动的刘易斯拐点的到来和投资对经济增长促进作用的减弱,如何避免中国经济陷入“中等收入陷阱”的问题引起了学者的广泛关注。总体来看,关于此问题的研究主要可分为两大类:一是对导致中等收入陷阱的机理进行探讨;二是提出避免中等收入陷阱的对策。对于前者,胡鞍钢(2010)从经济、社会、政治和国际等四个方面分析了要素成本提升与边际效率下降、经济发展与社会发展的复杂关系、改革者的动态蜕变等因素对中等收入陷阱的影响。王一鸣(2011)则从发展模式转换时机选择、技术创新瓶颈的克服、经济发展公平性的缺失和宏观政策出现偏差等角度提出了自己的见解。对于如何避免中等收入陷阱,胡鞍钢(2010)认为,在保持政治稳定与社会安定条件下,谨慎选择变革方式是解决问题的关键。郑秉文(2011)则从转变增长方式、实现包容性增长、完善社保制度和推进金融改革等角度提出了解决问题的路径。此外,马晓河(2011)、许正中(2010)和刘伟(2011)等分别从三大结构转型、构建普惠型社会服务体系、转变发展方式等角度提出了避免中等收入陷阱的对策。

已有研究对中国中等收入陷阱问题提出了极具洞察力的见解。与这些研究不同,本文认为,从经济理论的逻辑根源来看,中等收入陷阱本质上是发展中经济体增长过程可能存在多重均衡的一种表现。出于这一考虑,本文尝试将反映中国现实的部门投资异质性这一因素[②]作

为新的约束条件引入动态增长模型，并推导出民营部门投资占比提高是促使中国走出低水平均衡（中等收入）陷阱的重要对策的结论。由于与许多已有研究的结论并无重大区别，本文的一个重要意义是在许多已有研究结论与传统主流增长理论之间做了一个具有微观基础的“嫁接”，从而使得这些研究结论具有了坚实的微观基础。

二、投资异质性与经济多重均衡：模型与命题

1. 经济环境假定。与 Ramsey-Cass-Koopmans 模型一样，本文做如下假设：(1)经济中存在大量固定数量的同质家庭 H，每个家庭的规模以速率 n 增长。(2)家庭持有资本，并将其租给企业，其拥有的初始资本为 $K(0)/H$。(3)家庭从效用最大化角度在消费和储蓄间分配收入（来自劳动和资本的收入，以及它从厂商那里可能得到的利润）。(4)竞争性企业租用资本和雇佣劳动，从事生产并出卖产品。(5)技术 A 以速率 g 增长，不考虑折旧。但不同于 Ramsey-Cass-Koopmans 模型，我们做如下新的假定：经济中存在两种类型的企业：国有企业和个私企业。国有企业的资本获得成本为 r_s，个私企业的资本获得成本为 r_p，$r_s<r_p$。国有企业在经济中所占比重为 α。作为数学推导的基础，我们对厂商的生产与家庭的消费进一步做如下的假定：

(1)厂商。假定经济中两种类型企业的生产函数分别为：

国有企业：$F_s(K,AL)=ALf_s(k)$ (1)

个私企业：$F_p(K,AL)=ALf_p(k)$ (2)

按照假定，经济中的总量生产函数为：

$$F(K,AL)=\alpha F_s+(1-\alpha)F_p=AL[\alpha f_s(k)+(1-\alpha)f_p(k)] \tag{3}$$

同理，在生产函数规模收益不变的条件下，单位有效劳动的生产函数为：

$$f(k)=\alpha f_s(k)+(1-\alpha)f_p(k) \tag{4}$$

其中，$f_s(k)$为国有企业单位有效劳动的平均产量，$f_p(k)$为个私企业单位有效劳动的平均产量。

(2)家庭。家庭一生效用函数为：

$$U=\int_{t=0}^{\infty}e^{-\rho t}u(C(t))(L(t)/H)dt \tag{5}$$

其中，$C(t)$为 t 时家庭成员的消费，$u(C(t))$为即期效用函数，$L(t)$为经济的总人口，$L(t)/H$ 为家庭成员数，$u(C(t))L(t)/H$ 为家庭在 t 时的总即期效用，ρ 为时间偏好贴现率。

与 Ramsey-Cass-Koopmans 模型一样，即期效用函数采用如下常相对风险规避（$CRRA$）形式：

$$u(C(t))=C(t)^{1-\theta}/(1-\theta),\theta>0,\rho-n-(1-\theta)g>0 \tag{6}$$

其中，$\theta=-Cu''(C)/u'(C)$为相对风险回避系数，$1/\theta$ 为两个时点间的消费替代率。

2. 家庭与厂商的利益最大化行为。

(1)厂商。厂商按边际收益等于边际成本的原则追求利润最大化，根据国有企业与个私企业资本使用成本的假设，有如下等式成立：

$$r_s(t)=f_s{}'(k(t)) \tag{7}$$

$$r_p(t)=f_p{}'(k(t)) \tag{8}$$

于是，经济中平均瞬时加权复利水平为：

$$r(t)=\alpha r_s(t)+(1-\alpha)r_p(t)=\alpha f_s{}'(k(t))+(1-\alpha)f_p{}'(k(t)) \tag{9}$$

由式(9)可知，经济在一段时间内的利率水平为：$R(t)=\int_{t=0}^{t}r(\tau)d\tau$

假定企业仅部分满足边际分配原则,即国有企业单位有效劳动的真实工资为:

$$w_s=\lambda_s(\partial F_s/\partial\alpha AL)=\lambda_s[f_s(k(t))-k(t)f_s'(k(t))],0<\lambda_s<1 \tag{10}$$

个私企业单位有效劳动的真实工资为:

$$w_p=\lambda_p[\partial F_p/\partial(1-\alpha)AL]=\lambda_p A(t)[f_p(k(t))-k(t)f_p{}'(k(t))],0<\lambda_p<1 \tag{11}$$

于是,单位有效劳动的加权工资水平为 $w(t)=\alpha w_s+(1-\alpha)w_p$,也即:

$$w(t)=\alpha\lambda_s[f_s(k(t))-k(t)f_s{}'(k(t))]+(1-\alpha)\lambda_p[f_p(k(t))-k(t)f_p{}'(k(t))] \tag{12}$$

(2)家庭。家庭面临如下的预算约束:

$$\int_{t=0}^{\infty}e^{-R(t)}C(t)\frac{L(t)}{H}dt\leqslant\frac{K(0)}{H}+\int_{t=0}^{\infty}e^{-R(t)}[\alpha W_s(t)+(1-\alpha)W_p(t)]\frac{L(t)}{H}dt \tag{13}$$

代入 $C(t)=A(t)c(t)$,$K(0)/H=k(0)A(0)L(0)/H$,$W_s(t)=A(t)w_s(t)$,$W_p(t)=A(t)w_p(t)$,$A(t)L(t)=A(0)L(0)e^{(n+g)t}$,于是有:

$$(K(0)/H)+\int_{t=0}^{\infty}e^{-R(t)}[\alpha W_s(t)+(1-\alpha)W_p(t)-C(t)](L(t)/H)dt\geqslant 0 \tag{14}$$

又由于 s 期家庭的资本持有量为:

$$\frac{K(s)}{H}=e^{R(s)}\frac{K(0)}{H}+\int_{t=0}^{s}e^{R(s)-R(t)}[\alpha w_s+(1-\alpha)w_p-c(t)]\frac{A(t)L(t)}{H}dt\geqslant 0,$$

式(14)可简化为:

$$\lim_{s\to\infty}e^{-R(s)}(K(s)/H)\geqslant 0 \tag{15}$$

将式(6)代入式(5),目标函数可解析化为:

$$\begin{aligned}U&=\int_{t=0}^{\infty}e^{-\rho t}u(C(t))(L(t)/H)dt\\&=A(0)^{1-\theta}(L(0)/H)\int_{t=0}^{\infty}e^{-\rho t}e^{(1-\theta)gt}e^{nt}[c(t)^{1-\theta}/(1-\theta)]dt\\&=B\int_{t=0}^{\infty}e^{-\beta t}[c(t)^{1-\theta}/(1-\theta)]dt\end{aligned}$$

其中,$B=A(0)^{1-\theta}L(0)/H$,$\beta=\rho-n-(1-\theta)g$。为保证一生效用不发散,我们假设 $\beta>0$。

据此,家庭最大化行为可通过如下拉格朗日函数求解:

$$\begin{aligned}\Phi=&B\int_{t=0}^{\infty}e^{-\beta t}\frac{c(t)^{1-\theta}}{1-\theta}dt+\lambda[k(0)+\int_{t=0}^{\infty}e^{-R(t)}e^{(n+g)t}[\alpha w_s+(1-\alpha)w_p]dt\\&-\int_{t=0}^{\infty}e^{-R(t)}e^{(n+g)t}c(t)dt]\end{aligned} \tag{16}$$

式(16)最大化的动态一阶条件为:

$$Be^{-\beta t}c(t)^{-\theta}=\lambda e^{-R(t)}e^{(n+g)t}$$

两边取对数,有 $\ln B-\beta t-\theta\ln c(t)=\ln\lambda-R(t)+(n+g)t$。代入 $R(t)=\int_{t=0}^{t}r(\tau)d\tau$,$r(t)=\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))$,求导有:$-\beta-\theta(\dot{c}(t)/c(t))=-[\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))]+(n+g)$,则有:

$$\begin{aligned}(\dot{c}(t)/c(t))&=[\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))-(n+g)-\beta]/\theta\\&=[\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))-\rho-\theta g]/\theta\end{aligned} \tag{17}$$

又由于 $C(t)=A(t)c(t)$,则有:

$$(\dot{C}(t)/C(t))=(\dot{A}(t)/A(t))+(\dot{c}(t)/c(t))=[\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))-\rho]/\theta \tag{18}$$

3. 均衡。

(1)c 的动态学。由式(17)可知,当 $\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))=\rho+\theta g$ 时,$\dot{c}=0$,令 k^* 表示 $\dot{c}=0$ 的解,可以发现 k^* 不唯一。

证明:$\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))=f'_p(k(t))+\alpha(f'_s(k(t))-f'_p(k(t)))=\rho+\theta g$,由前面的假设可知,$f'_s(k)\neq f'_p(k)$,故有 $f'_s(k)-f'_p(k)\neq 0$。于是 α 的系数不等于 0,而且 $\rho+\theta g$ 为常量,所以 k^* 与 α 有关。如图 1 所示,$\dot{c}_1=0$、$\dot{c}_2=0$ 表示众多解中可能的两种情况。当个私投资比例 α 确定时,我们可以得到使 $\dot{c}=0$ 的解 k^*,且有:

当 $k>k^*$ 时,$\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))<\rho+\theta g$,$\dot{c}$ 为负;

当 $k<k^*$ 时,$\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))>\rho+\theta g$,$\dot{c}$ 为正。

由此可得 c 关于时间变化的相位图(图 1)。

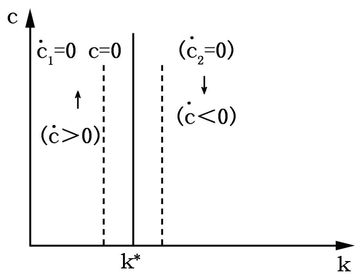

图 1 c 的相位图

(2)k 的动态学。[3] 由于不考虑折旧,根据投资等于产出与消费及持平投资之和的差,引入本文的新假设:

$$\dot{k}(t)=f(k(t))-c(t)-(n+g)k(t)=\alpha f_s(k)+(1-\alpha)f_p(k)-c(t)-(n+g)k(t) \quad (19)$$

类似地,当 $\dot{k}=0$ 时,$c(t)=\alpha f_s(k)+(1-\alpha)f_p(k)-(n+g)k(t)$,根据黄金律准则,当 $\alpha f'_s(k(t))+(1-\alpha)f'_p(k(t))=n+g$ 时,c 最大。当 c 超过使得 $\dot{k}=0$ 时的水平时,k 下降;当 c 低于使得 $\dot{k}=0$ 时的水平时,k 上升;若 k 足够大,则持平投资大于总产量,从而对所有正的 c 值,$\dot{k}$ 为负。故可得 k 的相位图,但是容易发现曲线 $\dot{k}=0$ 不唯一。

证明:$\dot{k}=0$,$\alpha f_s(k)+(1-\alpha)f_p(k)=f_p(k)+\alpha(f_s(k)-f_p(k))=c(t)+(n+g)k(t)$,由前假设可知,$f_s(k)\neq f_p(k)$,故有 $f_s(k)-f_p(k)\neq 0$,于是 α 的系数不等于 0,所以 $k(t)$ 与 $c(t)$ 之间的关系与 α 有关,如图 2 所示。

接下来我们证明随着个私投资比例 α 的变化,$k(t)$ 与 $c(t)$ 之间的各条关系曲线不相交,即对任意 (k,c),α 唯一。

证明:$\alpha=[c(t)+(n+g)k(t)-f_p(k)]/[f_s(k)-f_p(k)]$,对某一点 (k,c),$(n+g)k(t)f_s(k)$、$f_p(k)$ 确定,所以 α 唯一。因此,对任意两个 α 值,不可能出现两条 $\dot{k}=0$ 相交,如图 2 所示。

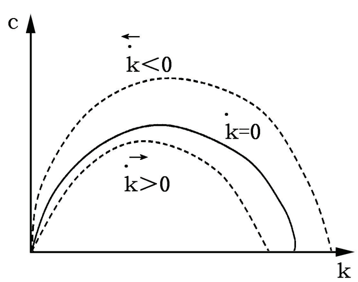

图 2 k 的相位图

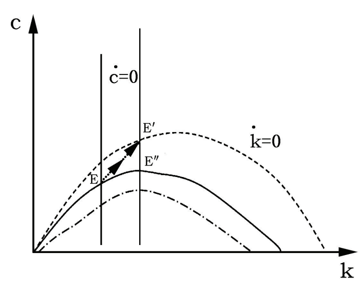

图 3 经济的多重均衡

(3)多重均衡。在上述分析的基础上,下面证明:一是经济的均衡点是不唯一的,即图 3 中的 E 和 E' 均是均衡点;二是 E 和 E' 均是稳定的均衡点。

首先,E 和 E' 均是均衡点。由上述证明可得 $\dot{c}=0$ 与 $\dot{k}=0$ 不唯一,即曲线 $\dot{c}=0$ 与 α 有关,由此可以确定 k^*,又由于曲线 $\dot{k}=0$ 与 α 有关,k^* 确定后,两条曲线在相位图中的相交点

$E(k^*(\alpha), c(\alpha))$与 α 有关。

其次，均衡点的稳定性。在图 4 中给定 c 和 k 初始值的情况下，c 和 k 随时间的变动必须满足家庭跨期最优化条件，以及将 k 的变化与产量和消费联系起来的方程。

类似于 Romer(2000)的做法，假定 $k(0)$小于 k^*，图 4 给出了 c 的初始值 $c(0)$处于不同位置时 c 和 k 的轨迹。如果 $c(0)$高于 $\dot{k}$ 曲线（如点 A），那么 $\dot{c}$ 为正，$\dot{k}$ 为负，因此在图中经济持续向上、向左移动。

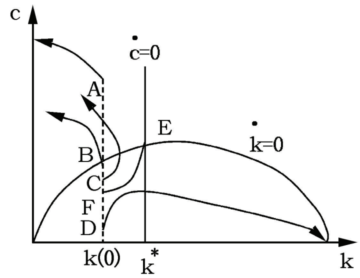

图 4　均衡点的稳定性

如果 $c(0)$处于 B 点，$\dot{k}$ 最初为 0，那么经济开始时在(k, c)空间向上直移；随后 $\dot{c}$ 为正，$\dot{k}$ 为负，经济又向上、向左移动。如果经济开始时稍微低于 $\dot{k}=0$ 曲线（如点 C），那么 $\dot{k}$ 最初为正但较小（因为 $\dot{k}$ 是 c 的连续函数），且 $\dot{c}$ 仍为正，因此经济开始向上、稍偏右移动；一旦它越过 $\dot{k}=0$ 曲线，$\dot{k}$ 就变为负，经济的路径又一次变为 c 上升，k 下降。点 D 表示初始消费极低的情形，此时 $\dot{c}$ 和 $\dot{k}$ 最初均为正。由 $\frac{\dot{c}(t)}{c(t)}=\frac{r(t)-\rho-\theta g}{\theta}=\frac{\alpha f_s{}'(k(t))+(1-\alpha)f_p{}'(k(t))-\rho-\theta g}{\theta}$可知，$\dot{c}$ 和 c 成比例；如果 c 较小，则 $\dot{c}$ 也较小，因此 c 一直较低，从而经济最终穿过 $\dot{c}=0$ 曲线。在穿过时的交点处，$\dot{c}$ 变为负，而 $\dot{k}$ 仍为正，因此经济向下、向右移动。

由于假定 $\dot{c}$ 和 $\dot{k}$ 为 c 和 k 的连续函数，在点 C 和 D 之间必有一个临界点（图中的 F），使得当 $c(0)$处于该临界点时，经济向稳定点 E 收敛。当 $c(0)$高于该临界点时，经济的路径未达到 $\dot{c}=0$ 就已穿过 $\dot{k}=0$ 曲线，从而经济最后归于一条消费永恒上升、资本永恒下降的路径。而当 $c(0)$低于该临界点时，经济的路径首先达到 $\dot{c}=0$，因而经济将沿着消费持续下降、资本持续上升的路径运行。于是，$c(0)$恰好处于该临界点时，经济收敛于 c 和 k 都不变的那一点。

另外，根据消费与投资的动态方程，由于假定个私企业的资本边际产出大于国营企业，随着个私企业在经济中占比的升高，经济将在更高的投资与消费水平上实现稳定。

4. 命题。命题：在经济中存在个私与国营两种投资部门的情况下，两种部门边际产出的不同将导致家庭效用最大化条件下存在多重经济均衡，而且随着个私部门投资比重的增加，经济将在更高的资本积累与消费水平上实现均衡，即过低的个私部门投资比重有可能使经济陷入低水平均衡陷阱。

三、研究设计

1. 计量模型设计。首先需要说明的是，类似于许多研究，出于数据获得等原因，本文实证分析的目的不是证明命题所阐述的经济多重均衡作用机理，而仅是对命题结论进行证明，因而这种证明过程只是对命题成立与否提供佐证，但并非是完备的。具体要证明的是：一是两个投资部门的存在的确对经济的投资与消费水平有显著影响；二是随着个私部门在经济中占比的增加，经济将在更高的投资与消费水平上实现均衡。显然，研究的问题具有两个主要特征：一是变量之间关系具有长期动态性；二是变量之间是互为因果的。基于这种考虑，本文拟用无约束的 VAR 方程组对命题进行证明，模型具体形式设定如下：

$$\begin{cases} c_t = \beta_{11} c_{t-1} + \beta_{21} c_{t-2} + \cdots + \beta_{p1} c_{t-p} + B_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t} \\ I_t = \beta_{12} I_{t-1} + \beta_{22} I_{t-2} + \cdots + \beta_{p2} I_{t-p} + B_2 X_{2t} + \varepsilon_{2t} \\ IR_t = \beta_{13} IR_{t-1} + \beta_{23} IR_{t-2} + \cdots + \beta_{p3} IR_{t-p} + B_3 X_{3t} + \varepsilon_{3t} \end{cases} \tag{20}$$

其中,c 表示人均消费水平;I 表示人均投资水平;IR 表示个私投资/国有投资的人均值;X_i 表示第 i 个方程中需要控制的外生变量($i=1,2,3$);ε_i 表示第 i 个方程的随机扰动项,须与所在方程右边解释变量不相关,以及不存在自相关,但与其他方程之间可以同期相关。

如果命题的结论是正确的,那么方程组(20)将呈现如下特征:如果反映个私投资占比的第三个方程面临一个永久性的正向冲击,那么将导致第一、第二个方程在一个更高的水平上实现稳定均衡。显然,这一点可通过观察动态方程组(20)的脉冲响应轨迹来实现。

2. 变量定义。

(1)外生变量的定义。模型设定的约束条件表明,对外生变量加以控制的目的关键在于满足随机扰动项与相关方程右边解释变量同期不相关。于是,问题的解决即是在同一时期,从经济理论与直觉上寻找式(20)各个方程中既影响左边内生变量,又与右边前定变量相关的因素。按照永久收入假说、随机游走假说和资本资产定价模型等理论,消费取决于过去的收入、利率以及其他资产的收益等因素(Hall,1978;French 和 Poterba,1991)。而根据投资的调整成本理论和不完全市场理论等,投资取决于托宾 Q 值和外部资金的可得性(Mussa,1977;Fazzari 等,1988)。另外,由于结构性问题通常是发展经济学的研究范畴,制度因素应当是决定投资结构的重要选项。考虑到利率是家庭投资决策时考虑的主要机会成本,而对企业而言,无论是托宾 Q 值还是外部资金的可得性都与利率水平密切相关,因而这里选择的控制变量为利率(R_t)和过去的收入($income_{t-p}$,$p=1,2,\cdots,n$)。其他不随时间变化的制度等变量将通过差分从模型中消除。

利率(R_t):历经 30 多年的改革,目前中国的利率体系仍主要受政府控制。政府控制下的中国利率体系包括金融机构在中国人民银行的存贷款利率(准备金与超额准备金、再贷款与再贴现)、金融机构人民币存贷款利率和小额外币存款利率等类型。显然,与家庭和企业消费或投资决策密切相关的是金融机构的人民币存贷款利率。不过,在具体选定利率指标前需要厘清几个问题:一是如何选定利率的期限结构;二是如何选择存贷款利率;三是如何处理贷款利率的波动区间问题;四是如何处理 1 年内有多个基准利率水平的问题。对此,由于中国的存贷利差大致是固定的,且宏观上可将贷款基准利率看作一个平均值,因而人民币存款基准利率即可大致反映中国的正规金融市场利率水平。同样,由于央行对存款基准利率的调整对不同期限结构的利率是同步的,我们最终选取 1 年期人民币存款加权基准利率作为利率指标。假定短期内存在货币幻觉,利率取名义值。

人均收入($income$):为了与理论模型的推导逻辑一致,这里采用收入的人均指标来刻画收入变量。为此,我们用“全国人均 GDP 指标($PGDP$)”和“农村居民家庭人均纯收入/城镇居民家庭人均可支配收入($Rincome$)”两个指标来刻画全国的人均收入状况。

(2)内生变量的定义。人均消费水平($Cons$):选择人均而非总量消费保证了变量的定义口径与理论模型一致。《中国统计年鉴》中给出的消费指标是“最终消费支出”,而这其中又包括“居民消费支出”和“政府消费支出”两项。不过,虽然政府的消费间接影响家庭的消费,但考虑到政府并未被理论模型纳入分析范围,而且理论模型的经济环境隐含着市场是完全的假定,因而这里采用“居民消费支出”作为总量消费指标,而用“居民消费支出/人口总数”作为刻画人均消费的指标。

人均投资水平（*Inves*）：《中国统计年鉴》中是用“资本形成总额”来表示投资水平的，而“资本形成总额”包括“固定资本形成总额”和“存货增加”两项。根据理论模型的定义，投资即为收入减去消费与折旧的部分。这里假定各年的折旧是一个常数，则不考虑用于折旧的投资。与人均消费类似，选择“资本形成总额/人口总数”指标刻画人均投资水平。

投资结构（Instr）：与理论模型中简单假定经济中只存在两种类型的投资不同，《中国统计年鉴》中的投资包括个体、股份制、集体和国有等更为细化的类型划分，而且数据给出的仅是固定资产投资，而非所有投资。对此，我们做如下简化处理：一是将非国有与集体的投资归为一类，将其余投资归为另一类；二是假定固定资产投资的增长与全社会总投资的增长成正比，则固定资产投资就是全社会总投资的一个有效代理变量。因此，我们用“(1－国有与集体固定资产投资之和)/全社会固定资产总额”作为刻画投资结构的指标。

样本数据来自《中国统计年鉴》、《中宏数据库》，样本期间为 1980－2010 年。

四、数据特征

1. 描述性统计。由表 1 可见，人均消费水平（*Cons*）、人均 *GDP*（*PGDP*）、人均投资（*Inves*）数值的离散程度较大，表明数据具有较大的变异性和包含较多的信息。但同时，*JB* 正态分布检验结果表明，上述变量和人均收入水平（*Rincome*）不服从正态分布。另外，变量 *Cons*、*PGDP*、*Inves* 和 *Instr* 具有明显的向上或向下的趋势，因此，我们必须对这些变量数据进行平稳性等处理。

表 1　变量描述性统计

统计量	*Cons*（元）	*PGDP*（元）	*Rincome*（%）	*Instr*（%）	*Inves*（元）	*R*（%）
均值	2 986.374	7 447.596	37.70669	52.76203	2 923.758	5.599355
中值	2 342.261	5 019.256	35.92378	54.27195	1 724.309	5.400000
最大值	9 940.332	29 920.13	58.01839	70.00000	13 598.26	10.98000
最小值	236.1785	460.5262	29.10385	28.18107	133.8336	1.980000
标准误	2 828.216	8 142.790	7.405107	14.48981	3 590.549	3.115064
偏度	0.986959	1.330212	0.988800	－0.480525	1.586011	0.403945
峰度	2.974889	3.830016	3.288090	1.779012	4.678468	1.835834
Jarque-Bera	5.033601	10.03210	5.158782	3.018039	16.63535	2.593627
JB 检验 *P* 值	0.080717	0.006631	0.075820	0.221127	0.000244	0.273402
观测值	31	31	31	31	31	31

2. 平稳性检验。根据表 2 检验结果，所有变量在水平数据上均为平稳，人均消费、人均投资和人均 *GDP* 三个变量在一阶差分后仍为非平稳。为此，我们拟先对人均消费、人均投资和人均 *GDP* 等变量取增长率，然后对方程组（20）进行参数估计与相应的统计推断，而对 *Rincome*、*Instr* 和 *R* 这几个变量取对数。对主要经济变量取增长率的另一个有利之处是，此时实证分析中经济平稳的含义就与理论模型中增长率为 0 的经济平稳含义完全一致。各变量取增长率后的平稳性检验结果见表 3。

表 2　变量单位根检验之一

变量	*ADF* 检验		*PP* 检验	
	T 值(*n*)	检验形式 (α,δ)	调整的 *T* 值(*K*)	检验形式 (α,δ)
Cons	1.06(2)	(α,δ)	1.73(2)	(α,δ)
PGDP	1.20(3)	(α,δ)	4.70(3)	(α,δ)
Rincome	－1.71(2)	(α,0)	－1.88(2)	(α,0)
Instr	－0.61(2)	(α,0)	－0.03(2)	(α,0)
Inves	1.54(3)	(α,δ)	8.49(3)	(α,δ)
R	－0.87(3)	(α,0)	－1.18(3)	(α,0)

表 3　变量单位根检验之二

变量	*ADF* 检验		*PP* 检验	
	T 值(*n*)	检验形式 (α,δ)	调整的 *T* 值(*K*)	检验形式 (α,δ)
lnCons	－2.04(3)	(α,δ)	－1.24(3)	(α,δ)
lnPGDP	－2.94(3)	(α,δ)	－1.83(3)	(α,δ)
lnRincome	－3.28*(2)	(α,0)	－3.30*(2)	(α,0)
lnInstr	－3.42*(2)	(α,0)	－2.76(2)	(α,0)
lnInves	－3.38*(3)	(α,δ)	－2.23(3)	(α,δ)
lnR	－2.69*(3)	(α,0)	－2.88*(3)	(α,0)

续表2　变量单位根检验之一

变量	ADF 检验		PP 检验	
	T 值(n)	检验形式(α,δ)	调整的T 值(K)	检验形式(α,δ)
ΔCons	−0.58(2)	(α,0)	−0.60(2)	(α,0)
ΔPGDP	0.50(2)	(α,0)	0.50(2)	(α,0)
ΔRincome	−6.02*** (1)	(0,0)	−5.90*** (1)	(0,0)
ΔInstr	−2.77*** (1)	(0,0)	−2.78*** (1)	(0,0)
ΔInves	1.05(2)	(α,0)	1.48(1)	(α,0)
ΔR	−4.86*** (2)	(0,0)	−4.97(2)	(0,0)

续表3　变量单位根检验之二

变量	ADF 检验		PP 检验	
	T 值(n)	检验形式(α,δ)	调整的T 值(K)	检验形式(α,δ)
ΔlnCons	−3.68** (2)	(α,0)	−3.73** (2)	(α,0)
ΔlnPGDP	−3.36* (2)	(α,0)	−3.79** (2)	(α,0)
ΔlnRincome	−5.52*** (1)	(0,0)	−5.52*** (1)	(0,0)
ΔlnInstr	−3.54** (1)	(0,0)	−3.57** (1)	(0,0)
ΔlnInves	−3.19** (2)	(α,0)	−3.25** (1)	(α,0)
ΔlnR	−4.52*** (2)	(0,0)	−4.63(2)	(0,0)

注：n 是变量差分滞后阶数，k 是频谱的步长，α 和 δ 分别为检验方程中常数项和趋势项系数。*、** 和 *** 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。滞后阶数是结合时序变量的自相关系数和 AIC 信息法则来确定，步长的确定是基于 Newey-West 谱分析方法，检验形式由变量的生成过程和形式设定是否能使原假设与备择假设兼容来综合判定。

五、脉冲响应分析

1. 不考虑内生变量关系结构的情形。表 4 给出了式(20)的无约束 VAR 回归结果。在控制收入、收入结构和利率的情况下，方程右边选取了各内生变量的两阶滞后项。表 4、表 5 表明，虽然单个滞后变量对式(20)左边内生变量的影响在很多情况下是不显著的，但是联合显著性检验却显示，内生变量的两阶滞后有着显著的影响。同时，图 5 中 VAR 特征根的计算结果也表明，表 4 给出的 VAR 结构是稳定的。

表 4　无约束 VAR 回归结果

	ΔlnCons	ΔlnInves	ΔlnInstr
C	0.02(0.04)	−0.18(0.13)	0.15* (0.07)
$\Delta lnCons_{-1}$	0.24(0.70)	−0.87(0.55)	0.63* (0.30)
$\Delta lnCons_{-2}$	0.05(0.13)	0.06(0.42)	037(0.22)
$\Delta lnInves_{-1}$	−0.06(0.10)	0.35(0.33)	−0.19(0.18)
$\Delta lnInves_{-2}$	0.02(0.08)	−0.02(0.27)	−0.41* (0.15)
$\Delta lnInstr_{-1}$	0.23(0.18)	0.38(0.45)	1.31* (0.24)
$\Delta lnInstr_{-2}$	−0.27(0.13)	0.54(0.41)	−0.19(0.22)
ΔlnRincome	0.02(0.04)	−0.18(0.13)	0.15* (0.07)
ΔlnR	−0.04(0.03)	0.03(0.09)	−0.02(0.05)
ΔlnPGDP	1.12* (0.20)	0.99(0.67)	0.46(0.36)
R^2	0.94	0.70	0.99
AIC	−4.77	−2.39	−3.62

在对模型进行上述检验的基础上，图 6 给出了消费和产出关于投资结构的脉冲响应轨迹。由图可见，在投资结构增长率遭受 1 单位外来正向冲击的情况下，经过 VAR 系统内部各变量的相互作用，消费增长率逐渐跃升到一个新的高度，然后一直正向趋近于 0。相对而言，投资增长率的变化与此不同。在遭受冲击后，投资增长率先增大后减少，然后渐趋于 0。同时，显著性检验结果表明，无论是投资还是消费，在前 5 期对投资结构变化的脉冲反应均显著。对照前述命题可见，这一实证结果似乎仅对命题结论提供了部分支持。命题结论的成立须满足如下条件：一是在个私投资比重升高的情况下，经济中的消费与投资将稳定在一个更高的水平上；二是经济的稳定点是鞍点均衡。对后者，根据消费的动态方程，只需资本边际产出为递减。对一个规模宏大的经济体，由于专业分工已比较细密，这一点通常可认为是成立的，这也被一些关于中国的研究所证实(龚六堂和谢丹阳，2004)。但对第一个条件，图 6 中关于投资的动态变化轨迹却显示了两种可能性：一是如果冲击对投资增长率的影响总体看是正的，那么如图 3 所示，经济将在投资与消费均高于原来均衡点 E 的点 E' 处重新实现均衡。二是如果冲击对投资增长率的总影响效应为 0 或负，经济重新实现均衡时消费比原均衡点高，但投资比原均衡点低。那么，后一种情形是否会出现呢？对理论推导过程及图 3 进行分析即可看出，只要资本边际产出为

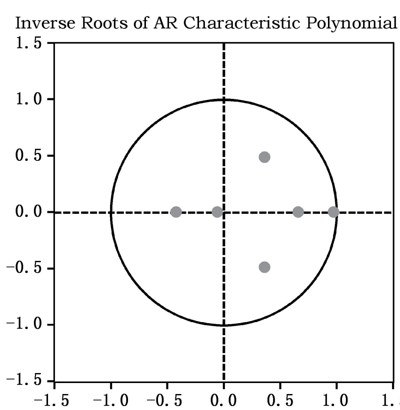

图 5　VAR 特征根

递减,即图 3 中 k 在稳定状态时的轨迹是开口向上抛物线,这种情形就不可能出现,而只会出现类似于均衡点 E''的情况,但这种情况也符合命题结论。由此,命题结论得证。不过,需要进一步说明的是,即使后一种情形出现,这也对命题结论提供了重要支持。这是因为,如果经济发展的目的是提高消费者的福利,那么即使总量投资有所降低,消费增加也达到了提高消费者福利的目的。这一分析还表明,对中国而言,存在通过适当的结构调整而达到不降低投资增速但可实现消费增长的路径。

表 5　滞后阶排除性检验

滞后阶	$\Delta lnCons$	$\Delta lnInves$	$\Delta lnInstr$	联合显著性检验
2 阶	2.89 (0.04)	0.85 (0.08)	12.57 (0.006)	18.14 (0.03)

注:括号内值为 p 值,显著性检验统计量服从卡方分布。

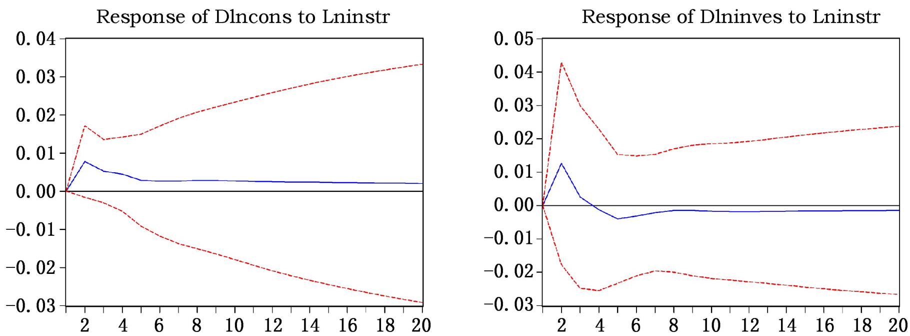

图 6　变量脉冲响应轨迹

2. 考虑内生变量内部关系结构的情形。正如诸多研究所指出的,一般的脉冲响应分析以及经 *Cholisky* 分解后的脉冲响应分析均存在比较严重的问题:前者未考虑 *VAR* 系统中各变量的同期相关性,后者的冲击轨迹则与随机扰动项正交化的次序密切相关。为了弥补上述不足,Amisano 和 Giannini 等(1997)打破了 *VAR* 的非理论导向传统,将由经济理论提供的约束条件引入 *VAR* 系统正交分解过程,从而使脉冲响应分析过程更具可信度,这就是结构 *VAR*(*SVAR*)分析。我们拟采用这种结构 *VAR* 分析方法,其估计与脉冲响应结果分别见表 6 和图 7。

表 6　约束 VAR 回归结果

	$\Delta lnCons$	$\Delta lnInves$	$\Delta lnInstr$
C	−0.21(0.10)	0.17(0.13)	−0.09(0.10)
$\Delta lnCons_{-1}$	0.24(0.17)	−0.36(0.23)	0.36*(0.17)
$\Delta lnCons_{-2}$	0.05(0.13)	0.03(0.17)	0.21(0.13)
$\Delta lnInves_{-1}$	−0.14(0.24)	0.35(0.33)	−0.27(0.25)
$\Delta lnInves_{-2}$	0.06(0.20)	−0.017(0.27)	−0.57*(0.21)
$\Delta lnInstr_{-1}$	0.40(0.24)	0.27(0.31)	1.31*(0.24)
$\Delta lnInstr_{-2}$	−0.32(0.20)	−0.24(0.27)	−0.42(0.20)
$\Delta lnRincome$	0.014(0.03)	−0.056(0.04)	0.068*(0.032)
ΔlnR	−0.03(0.02)	0.011(0.03)	−0.01(0.02)
$\Delta lnPGDP$	0.88*(0.16)	0.319(0.21)	0.21(0.16)
R^2	0.93	0.70	0.99
AIC	−5.27	−4.67	−5.22

虽然表 6 中关于新的 *VAR* 系统的估计结果与表 4 有较大区别,但图 7 中的脉冲响应轨迹却与图 6 基本相似,这表明前面基于 *Cholisky* 分解等方法的稳健性,同时也对基于式(20)

VAR 系统随机扰动项同期无关性的系统估计方法的有效性提供了佐证。不过，相对于图 6，图 7 中各变量的脉冲响应幅度要小一些。这主要是因为估计矩阵 *B*（假定 *A* 是单位矩阵）的各元素均小于 1，由此造成对式（20）加权后新变量的样本观测值要小一些。不过，由于证明命题结论需要的是脉冲响应轨迹，这种相对幅度的缩小不改变图 6 的结论，由此命题结论从另一个角度获得了进一步印证。

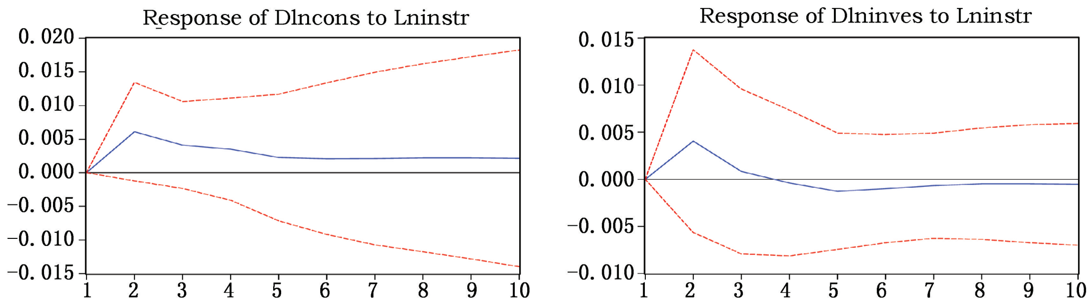

图 7　变量脉冲响应轨迹

六、结　论

近年来，随着城乡劳动力流动拐点的到来、投资边际生产率的不断降低以及社会阶层流动性的渐趋减弱，中国经济增长陷入“中等收入陷阱”的可能性引起了人们广泛的担忧与关注，学者们分别从经济、政治和社会等各个方面对中等收入陷阱产生的原因以及如何避免落入中等收入陷阱进行了深入探讨。尽管这些研究极具洞察力，但大多数研究主要出于直觉而非构建与主流理论一脉相承的理论逻辑。与已有大多数研究不同，本文认为，中等收入陷阱实质上是发展中国家经济发展过程中可能会遇到的一种特殊多重均衡现象，因而可以将中等收入陷阱产生的逻辑置于传统增长理论框架内加以考察。据此，本文以中国转轨过程中存在的部门投资异质性这一突出特征为切入点，将这一特征作为新的约束条件引入 *Ramsey-Cass-Koopmans* 动态一般均衡模型，从理论与实证两个方面论证了这一条件导致中国经济增长陷入中等收入陷阱的可能性，研究结论从学理的角度支持了许多已有判断。

本文的理论模型表明，在假定经济中存在个私与国有两个不同投资部门的条件下，如果这两个部门在资本边际产出、产出的要素收入分配机制方面存在差异，那么部门投资比例的变化将通过影响资本积累与消费的动态方程而影响经济增长的均衡特征。数理模型推导结果显示，在两个部门投资比例的某一个稳定点，经济将存在一个稳定的鞍点均衡，而且随着个私部门投资占比的升高，经济将从低水平的鞍点稳定均衡点升至高水平的鞍点稳定均衡点，即个私部门投资比例的上升可以将经济从一个低水平均衡的陷阱推出，而进入一个稳定的高水平均衡。可见，如果将“中等收入陷阱”看作是一个较低水平的稳定均衡点，那么这一理论结果表明，提高个私投资在总投资中的比重，有助于避免中国经济陷入中等收入陷阱。

在理论模型的基础上，本文实证部分证明了个私投资比例提高有助于促进经济从低水平均衡向高水平均衡转换的结论。在计量模型的构建过程中，基于长期经济增长的动态特征以及投资与消费等变量之间的内生性，本文提出了通过 *VAR* 脉冲响应变化轨迹来验证命题的方法。其基本思想是，如果命题结论是正确的，那么作为一个内生变量，个私投资比例增长率的 1 个单位正向冲击将导致经济中的资本与消费等主要变量增长率向上变动，并最终稳定在一个更高水平的数值上。在控制了可能导致 *VAR* 中随机扰动项与解释变量相关的利率、人

均收入等因素后，本文利用不受限制的一般 *VAR* 脉冲响应方法以及基于理论导向随机扰动项分解的 *SVAR* 系统方法，均证明命题结论是有效的。

* 本文还得到浙江理工大学浙江省高校人文社科重点研究基地的资助，特此致谢。

注释：

①本文的多重均衡概念是广义的。严格意义上的多重均衡指的是经济系统本身在同一增长路径上同时存在多个稳定的均衡解，本文的多重均衡则指的是通过不同部门之间比例的变化，经济在不同的增长路径上存在不同的稳定均衡解。

②应当说明的是，导致发展中国家陷入低水平均衡陷阱的因素包括文化、社会与经济等诸多方面，本文仅是尝试从经济的投资异质性视角对此提供一个可能的解释。

③之所以对国有与非国有的资本积累过程不加区别，是因为除投资收益率不同外，模型所处经济环境仍满足瓦尔拉斯的完全市场假定。

参考文献：

[1]龚六堂，谢丹阳.我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J].经济研究，2004，(1)：45－53.

[2]胡鞍钢.中国能够跨越“中等收入陷阱”[N]. 北京日报，2010-08-09.

[3]刘伟.突破“中等收入陷阱”的关键在于转变发展方式[J]. 上海行政学院学报，2011，(1)：4－11.

[4]马晓河.跨越“中等收入陷阱”需关注三大结构转型[N]. 中国经济导报，2011-01-29.

[5]王一鸣. “中等收入陷阱”的国际比较和原因分析[N]. 学习时报，2011-03-29.

[6]许正中.避免陷入“中等收入陷阱”重在建立社会普遍服务体系[N]. 中国改革报，2010-12-13.

[7]郑秉文.以制度驱动增长跨越“中等收入陷阱”[N]. 中国证券报，2011-04-22.

[8]Amisano G，Giannini C.Topics in structural VAR econometrics[M].Berlin：Springer-Verlag，1977.

[9]Blanchard O J，Quah D.The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances[J].American Economic Review，1989，79(4)：655－673.

[10]Chipman J S. Multiple equilibrium under CES preferences[J]. Economic Theory，2010，45(1)：129－145.

[11]Fazzari S，Hubbard R G，Petersen B.Financing constraint and corporate investment[R].Brooking Papers on Economic Activity，1988.

[12]French K R，Poterba J M.Investor diversification and international equity markets[J].American Economic Review，1991，81(2)：222－226.

[13]Geanakoplos J，Polemarchakis H. Walrasian indeterminacy and dynamic macroeconomic equilibrium：The case of Certainty[M].Institut des Sciences Économiques，Université Catholique de Louvain，1984.

[14]Hall R E.Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis：Theory and evidence[J]. Journal of Political Economy，1978，86(6)：971－987.

[15]Kehoe T，Levine D. Indeterminacy of relative prices in overlapping generations models[R]. MIT Working Paper No.313，1983.

[16]Kehoe T，Levine D. Comparative statics and perfect foresight in infinite horizon economies[J]. Econometrica，1985，53(2)：433－453.

[17]Romer D.Advanced macroeconomics[M].Boston：The McGraw-Hill Companies，2000.

（下转第 84 页）

during the sample period, industrial structure change makes a 13.45% contribution to the increase in national housing prices; thirdly, the effects of rationalization and upgrading of industrial structure on housing prices differ widely in regions, and the effects are in descending order in eastern, central and western China; fourthly, bank credit and land prices push up housing prices, and the adjustment to interest rates makes a basic failure on the control of housing prices, while the effects of population scale and income per capita vary with regions and time.

Key words: industrial structure change; housing price; SYS-GMM

(责任编辑　许　柏)

(上接第41页)

The Heterogeneity of Sector Investment and Multiple Equilibrium of Economic Growth in China: A Theoretical Explanation Framework of the Cause of "Middle-income Trap" in China

ZHAN Ming-hua[1], WANG Xiao-jun[1], SHI Jin-chuan[2]

(1.*School of Economics and Management, Zhejiang Science and Technology University*, *Hangzhou* 310018, *China*;
2.*School of Economics*, *Zhejiang University*, *Hangzhou* 310027, *China*)

Abstract: Different from previous research, this paper assumes that the problem of middle-income trap can be regarded as a special multiple-equilibrium phenomenon in the process of economic growth in developing countries, so it can introduce the problem of middle-income trap into a standard growth theory framework. After the introduction of the inter-sector investment heterogeneity into Ramsey-Cass-Koopmans dynamic general equilibrium model, it first theoretically puts forward a proposition that the changes in the ratio of individual and private investment affect the economic stability equilibrium point and higher ratio of individual and private investment results in higher stability equilibrium point. Then based on the consideration of the link of theoretical and econometric models and the effectiveness of parameter estimation and statistical inference of the econometric model, it uses both VAR and SVAR impulse response analysis to empirically test the proposition. It gives great significance that it makes a link between current research conclusions and traditional mainstream growth theory to provide a solid microeconomic foundation for these conclusions.

Key words: investment heterogeneity; multiple equilibrium; middle-income trap

(责任编辑　许　柏)