

我国未来经济潜在增长率测算

张屹山 陈超 张丽媛

摘要

关于我国未来经济的走势，很多学者进行了相关的研究，但分歧明显。本文基于微观经济均衡理论与新常态特征，从生产和投资决策角度出发，推导出基于产业结构模型的经济潜在增长率测算方程。然后采用变参数 C-D 生产函数建立面板状态空间模型，分析论证垄断势力度勒纳指数与产业占比的关系。在此基础上做了单步测算检验，验证了理论模型的可靠性。之后，利用模型测算了我国经济未来十年的潜在增长率，其结果表明：我国未来经济增长速度将经历一个 5 年左右的中速增长期，最低增速可能接近 5%，随后将会迎来另一段经济增速较高时期，增速可达 8% 左右。

关键词：经济新常态；潜在增长率测算；面板状态空间模型；卡尔曼滤波

【基金项目】国家社会科学基金项目（12&ZD197）

【作者简介】张屹山，吉林大学数量经济研究中心教授，吉林大学哲学社会科学资深教授，博士生导师，

研究方向：宏观经济计量分析；陈超，吉林大学数量经济研究中心，博士研究生，专业方向：

数量经济学；张丽媛，吉林大学数量经济研究中心，博士研究生，专业方向：数量经济学

一、引言

我国经济经历了 30 余年以高投入、高消耗、高污染为代价的快速增长之后,产能过剩、结构失衡、环境恶化等负面影响已不可承受。这意味着原来的发展模式已无法持续,经济增长进入所谓的新常态。那么在此背景下我国经济潜在增长率还有多大就成为备受关注的问题。

对经济潜在增长率的计算实质上是对潜在产出的估算。对于潜在产出的定义存在三方面的限定条件。分别是经济体的非加速通货膨胀,资源的充分利用,以及最大产出水平的可持续性实现。从这三方面的条件出发,产生了关于潜在产出估算的不同方法。

其一,从最大产出水平的可持续性方面出发,基于短期波动的角度,通过滤波分解得到的波动成分是无法持续性增长的产出,故而将其视为产出缺口,而具有持续性特征的趋势成分则被定义为潜在产出。王子博利用 Kalman 滤波的方法设计了估算潜在产出的模型,分析了通货膨胀、潜在产出和产出缺口的变动规律,并对我国经济周期进行了划分^①。郑挺国和王霞选用六种常用的滤波退势方法对我国 1992 年至 2010 年季度实时 GDP 实施了多种形式的产出缺口估计,同时指出不同方法的测度结果存在显著差异,其中 HP 滤波得到的估计结果尤其不可信^②。赵昕东和耿鹏利用状态空间模型和贝叶斯吉布斯抽样估计方法估算了我国 1980 年至 2008 年的经济潜在增长率,结果表明参数和状态向量的估计值明显优于 Kalman 滤波极大似然估计的结果^③。Beverage & Nelson 打破了将产出水平分解为平稳趋势成分和随机波动成分的传统做法,充分考虑了现实因素对潜在产出水平的冲击,而将产出水平分解为一个带有随机游走项的趋势成分和一个平稳的周期成分,并将该方法应用在了战后美国经济周期分解的研究中^④。

其二,从资源的充分利用方面出发,基于经济增长的角度,在估算出个生产要素的基础上,使用生产函数测算潜在产出水平。如沈利生通过对资本存量和劳动力要素的测算,将其带入生产函数估算了改革开放以来的潜在产出,并基于对要素增长的进一步预测估算了其后的 10 年的潜在产出^⑤。郭庆旺和贾俊雪更是基于 1979 年至 2004 年数据横向比较了消除趋势法、生产函数法以及增长率推算法估算结果的差异^⑥。

其三,从通货膨胀角度出发,基于奥肯定律或者菲利普斯曲线衍生出一系列的计量估计方法。赵昕东应用菲利普斯曲线的方法估计了我国 1982 年至 2006 年的产出缺口^⑦。袁富华

^① 王子博:《中国潜在产出估算模型的设计与应用—基于 Kalman 滤波的实证分析》,《统计与信息论坛》2012 年第 1 期。

^② 郑挺国,王霞:《中国产出缺口的实时估计及其可靠性研究》,《经济研究》2010 年第 10 期。

^③ 赵昕东,耿鹏:《基于 Bayesian Gibbs Sampler 的状态空间模型估计方法研究及其在中国潜在产出估计上的应用》,《统计研究》2009 年第 9 期。

^④ S Beverage & CR Nelson, "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol.7, No.2, 1981, pp. 151-174.

^⑤ 沈利生:《我国潜在经济增长率变动趋势估计》,《数量经济技术经济研究》1999 年第 12 期。

^⑥ 郭庆旺,贾俊雪:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》2004 年第 5 期。

^⑦ 赵昕东:《基于菲利普斯曲线的中国产出缺口估计》,《世界经济》2008 年第 1 期。

则是利用 Kalman 滤波方法从低碳约束的角度讨论了我国经济潜在增长率。结果表明, 改革开放至今, 中国经济潜在增长率平均为 9.5%^①。Gerlach & Peng 基于菲利普斯曲线建立了包含一个服从 AR(2) 过程状态变量的状态空间模型测算了中国 1982 年至 2003 年的潜在产出, 结果表明相较于传统的状态空间模型能更好地拟合数据^②。

可以看出, 滤波方法和从奥肯定律与菲利普斯曲线衍生而出的测算方法都是基于历史数据的统计规律, 这暗含了经济环境特征无显著变化、历史可以重演的假设前提, 显然与现实情况不相符。而从总量生产函数角度出发的测算方法, 虽然使用了描述生产技术特征的生产函数, 但是也存在着问题: 第一, 将影响经济的其他因素全部包括在了总量生产函数的技术水平中, 这无疑也是将历史数据的统计规律沿用至今; 第二, 使用总量生产函数描述整个经济的运行状况, 将市场摩擦等造成经济不均衡的问题纳入了总量生产函数的参数中, 这与潜在产出的定义也有所出入。

那么, 在我国经济“增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期”这三期叠加的背景下, 测算经济潜在增长率就需要注意以下几点: 第一, 测算方法需要规避“历史可重复”假设前提, 使用描述生产特征的生产函数方法建立相关测算模型; 第二, 生产函数测算方法需要根据潜在产出定义, 从均衡角度出发推导测算模型; 第三, 在由一个稳态向另一个稳态调整的过程中, 我国经济的潜在增长率并非是传统增长模型的稳态增长率。

根据以上分析, 本文构建了能够体现三期叠加新特征的经济潜在增长率的测算模型: 其一, 在考虑产出滞后的前提下基于决策均衡推导模型, 既符合潜在产出的定义, 又切合经济的非稳态特征; 其二, 分产业建立增长模型, 充分反映了“结构调整阵痛期”的主要矛盾; 其三, 使用变参数的生产函数, 描述“增长速度换挡期、前期刺激政策消化期”经济增速进入下行通道的基本趋势; 其四, 引入经济结构自调整机制作为模型约束。

二、估算我国经济潜在增长的模型构建

(一) 从生产角度出发的产出-资本模型

1. 模型设定

章上峰、许冰通过回归分析比较 C-D 生产函数、变参数模型、变系数模型、非参数模型以及面板模型对我国生产函数以及全要素生产率的拟合情况, 指出时变弹性生产函数估计的产出弹性平均值与 C-D 生产函数的回归结果相当接近, 这说明利用 C-D 生产函数估计整个研究时期的平均贡献率是基本可靠的, 但是资本产出弹性和劳动产出弹性在不同时期存在较大差异^③。由于本文的研究目的就在于测算基于当前国内外环境以及经济转型、结构调整背景下的经济潜在增长率, 故而需要采用时变参数模型以反映产业转型的时代特征以及经济下行的趋势特点。同时, 为了模型建立的简洁性, 采用规模报酬不变的生产函数形式。

假设 1: 生产者决策依据上一期的生产情况。也就是说, 生产者认为当期的产出弹性、

^① 袁富华:《低碳经济约束下的中国潜在经济增长》,《经济研究》2010年第8期。

^② Gerlach Stefan & Peng Wensheng, “Output gaps and inflation in Mainland China,” *China Economic Review*, Vol. 17, No. 2, pp. 210–225.

^③ 章上峰, 许冰:《时变弹性生产函数与全要素生产率》,《经济学(季刊)》2009年第2期。

技术水平与产品价格与上期一致。

假设 2: 生产者决策面临的要素价格为当期价格, 且将资本货币化, 即在生产决策时, 资本的价格为 1, 产出需要从期末折现至期初。

综上所述, 生产者决策时遵循的生产函数形式为:

$$EY_{i,t} = A_{i,t-1} K_{i,t}^{\alpha_{i,t-1}} L_{i,t}^{1-\alpha_{i,t-1}} \quad (1)$$

其中, $EY_{i,t}$ 表示第 i 产业生产者第 t 期的预期产值, $A_{i,t-1}$ 表示第 i 产业生产者第 $t-1$ 期的技术水平, $K_{i,t}$ 和 $L_{i,t}$ 分别表示第 i 产业生产者第 t 期的资本与劳动的投入量, $\alpha_{i,t-1}$ 表示第 i 产业生产者第 $t-1$ 期的资本产出弹性。这个方程刻画了生产者第 t 期开始时基于上一期决定当期要素投入并预期当期产出的决策方式。

2. 模型推导

基于微观经济学中生产者理论, 厂商在选择要素组合时遵循各要素最后一单位货币投入的产出增量相等的原则, 即各要素的边际产出比等于其要素价格比, 或者说要素间的边际替代率等于其价格之比。具体形式如式 (2) 所示:

$$\frac{MP_L}{MP_K} = \frac{P_L}{P_K} \quad (2)$$

其中, MP_L 与 MP_K 分别表示生产要素劳动、资本的边际产量, P_L 和 $P_K = 1$ 分别是其生产要素价格。则根据 (1) 式, 可以计算得出资本与劳动的边际产出, 并将其带入到 (2) 式, 得到厂商要素投入决策公式:

$$\frac{\alpha_{i,t-1} L_{i,t}}{(1 - \alpha_{i,t-1}) K_{i,t}} = \frac{1}{P_{L_{i,t}}} \quad (3)$$

在产品市场上, 厂商的产量决定原则由 (4) 式给出:

$$MR = MC \quad (4)$$

MR 与 MC 分别代表生产者的边际收益与边际成本。根据前文对于厂商决策机制的说明, 由于厂商在决定第 t 期产量时所面对的是第 $t-1$ 期的产品价格和第 t 期的要素价格, 所以厂商的预期收益 $ER_{i,t}$ 与总成本 $TC_{i,t}$ 分别由 (5) (6) 两式给出:

$$ER_{i,t} = P_{i,t-1} EY_{i,t} \quad (5)$$

$$TC_{i,t} = L_{i,t} P_{L_{i,t}} + K_{i,t} \quad (6)$$

分别对 (5) (6) 两式求边际预期收益, 以及总成本的全微分:

$$EMR_{i,t} = P_{i,t-1} \left(1 - \frac{1}{\epsilon_{i,t-1}} \right) \quad (7)$$

$$dTC_{i,t} = P_{L_{i,t}} dL_{i,t} + dK_{i,t} \quad (8)$$

其中, $EMR_{i,t}$ 为生产者预期边际收益, $\epsilon_{i,t-1}$ 表示第 i 产业第 $t-1$ 期产出的需求价格弹性, 之所以在讨论第 t 期的产出与第 $t-1$ 期价格关系时, 运用第 $t-1$ 期的需求价格弹性, 是由于第 t 期决策是建立在第 $t-1$ 期的价格基础上的, 即 $EP_{i,t} = P_{i,t-1}$ 所以决策时所涉及的产出弹性为 $t-1$ 期的值。

对 (1) 式生产函数求全微分:

$$dEY_{i,t} = MP_{L_{i,t}} dL_{i,t} + MP_{K_{i,t}} dK_{i,t} \quad (9)$$

通过 (8) 式与 (9) 式就能够求出厂商生产的边际成本:

$$MC_{i,t} = \frac{dTC_{i,t}}{dY_{i,t}} = \frac{P_{L_{i,t}}dL_{i,t} + dK_{i,t}}{MP_{L_{i,t}}dL_{i,t} + MP_{K_{i,t}}dK_{i,t}} = \frac{1}{MP_{K_{i,t}}} \frac{1 + P_{L_{i,t}} \frac{dL_{i,t}}{dK_{i,t}}}{1 + \frac{MP_{L_{i,t}}}{MP_{K_{i,t}}} \frac{dL_{i,t}}{dK_{i,t}}}$$

由欧拉定理，在厂商决策要素投入时，同时受到这样的限制：在产出最大化的均衡点，要素投入的变动之比等于其边际产量反比，结合式（2）可得：

$$\frac{MP_{L_{i,t}}}{MP_{K_{i,t}}} = \frac{P_{L_{i,t}}}{1} = \frac{dK_{i,t}}{dL_{i,t}}$$

则厂商的边际成本可简化为：

$$MC_{i,t} = \frac{1}{MP_{K_{i,t}}} = \frac{1}{A_{i,t-1} \alpha_{i,t-1} K_{i,t}^{\alpha_{i,t-1}-1} L_{i,t}^{1-\alpha_{i,t-1}}} \quad (10)$$

由于厂商获利在第 t 期末，而生产发生在期初，则在比较边际收益与边际成本时需要将边际收益贴现，那么厂商的产量决定公式为：

$$\frac{EMR_{i,t}}{1+r} = MC_{i,t} \quad (11)$$

将（7）式中的需求价格弹性的倒数，其实也就是垄断势力度勒纳指数用 $N_{i,t-1}$ 表示，并同（10）式一同带入（11），并对等号两边同时取自然对数：

$$\begin{aligned} & \ln P_{i,t-1} + \ln(1 - N_{i,t-1}) - \ln(1+r) \\ &= -\ln A_{i,t-1} - \ln \alpha_{i,t-1} - (\alpha_{i,t-1} - 1) \ln K_{i,t} - (1 - \alpha_{i,t-1}) \ln L_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

将（1）式取自然对数：

$$\ln EY_{i,t} = \ln A_{i,t-1} + \alpha_{i,t-1} \ln K_{i,t} + (1 - \alpha_{i,t-1}) \ln L_{i,t}$$

将其中 $(1 - \alpha_{i,t-1}) \ln L_{i,t}$ 带入（12），整理得：

$$\ln P_{i,t-1} + \ln(1 - N_{i,t-1}) - \ln(1+r) = -\ln \alpha_{i,t-1} + \ln K_{i,t} - \ln Y_{i,t}$$

移项得：

$$\ln P_{i,t-1} + \ln EY_{i,t} = +\ln K_{i,t} - \ln \alpha_{i,t-1} - \ln(1 - N_{i,t-1}) + \ln(1+r)$$

通过整理，得到第 t 期第 i 产业预期名义产出与第 t 期资本存量的模型：

$$P_{i,t-1} EY_{i,t} = \frac{1+r}{(1 - N_{i,t-1}) \alpha_{i,t-1}} K_{i,t} \quad (13)$$

（二）从投资角度出发的最优资本存量模型

1. 模型设定

丁守海的研究表明，我国资本市场中由于存在着大量的投机行为等因素，故而投资具有非理性特征^①。本文所试图描述的是实体经济的均衡产出水平决定机制，所以不考虑证券市场，与以往研究投资的思路不同，这里将不按照托宾 q 理论的研究范式建立投资决策模型。

本文假设投资者就是企业的所有者，且认为在现代企业所有权与处置权分离的制度下，投资成本不包括已有资本的出售所得。那么，投资者的决策就建立在资金用于消费所获得的效用与用于投资所获得的收益的均衡上，通过这种方式决定投资者均衡投资总量。

^① 丁守海：《托宾 q 值影响投资了吗？——对我国投资理性的另一种检验》，《数量经济技术经济研究》

2. 模型推导

由于投资者在期末获得利润，在下一期期初决策当期投资与消费，也就是说投资者获利与决策是在同一个时点上，那么投资者第 t 期的决策约束就建立在第 $t-1$ 期的利润上：

$$I_{i,t} + C_{i,t} = Y_{i,t-1}$$

那么对于投资者的消费决策，采用欧拉方程的方法：

$$MU_i(C_{i,t}) \times \Delta C = \frac{1}{1 + \rho} MU_i(C_{i,t+1}) \times \pi(K_{i,t}) \Delta C \quad (14)$$

其中， $MU_i(C_{i,t})$ 为第 i 产业投资者受其消费水平 $C_{i,t}$ 影响的边际效用函数， ρ 为其效用折现率， $\pi(K_{i,t})$ 为第 i 产业第 t 期的投资利润率。由于式 (13) 中的产品价格为上一期价格，而投资者决策时依据的也是上期的价格信息，因为这时还没有进行实际的投资与生产，所以式 (13) 的结果就是当期产品的预期总收入；而根据式 (3) 与式 (6)，可以计算出当期产品的预期总成本，如式 (15) 所示：

那么，通过式 (13) 的预期总收入与式 (15) 的预期总成本，得出该行业的投资利润率：

$$\pi(K_{i,t}) = \frac{1 + r}{(1 - N_{i,t-1})\alpha_{i,t-1}} \quad (16)$$

将式 (13) 与式 (16) 带入式 (13)，得到投资者消费跨期决策的一阶条件：

$$\frac{MU_i(C_{i,t+1})}{MU_i(C_{i,t})} = \frac{(1 + \rho)(1 - N_{i,t-1})\alpha_{i,t-1}}{(1 + r) - (1 - N_{i,t-1})} \quad (17)$$

引用无限期界模型中关于效用函数的设定：

$$U_i(C_{i,t}) = \frac{C_{i,t}^{1-\lambda}}{1-\lambda}$$

其中， λ 为消费者的风险厌恶系数。将其带入式 (17)，整理后得到消费的均衡增长率：

$$\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}} = \left[\frac{(1 + \rho)(1 - N_{i,t-1})\alpha_{i,t-1}}{(1 + r) - (1 - N_{i,t-1})} \right]^{-\frac{1}{\lambda}} \quad (18)$$

由于投资者决策是基于当前所掌握的信息，那么对于投资者当期决策而言，以后所有期的情况是一致的，也就是说投资者决策时主观上满足 Harberger 稳态方法 (Steady-state Method)，即“稳态时资本产出比不变或者资本增长速度等于产出增长速度”的假设。那么可以认为式 (18) 中所得到的均衡消费增长率就是均衡的经济增长率与投资、资本存量增长率。

需要指出的是，虽然这都是基于生产者与投资者均衡的理论假设，然而事实上正是因为投资者对于参数变动无法做出准确预测，加上产出弹性等参数的变动并非十分明显，所以模型的假设前提合乎情理。另一方面，参数受到各种冲击因素的影响导致它们实际上是随着时间发生变化的，这就造成了均衡决策的结果反而导致了实际增长率偏离均衡的波动。而引入时变参数的增长率模型恰恰就能够描述经济从现在的运行状态向着均衡状态转移的路径。

就本文理论模型而言，投资者在第 t 期基于其掌握的信息做出决策，其目的在于今后时期的效用最大化。主观预期是从第 $t+1$ 期开始，其消费、投资、产出增长率与式 (18) 保持一致。很显然，这就要求第 t 期产出的预期增长率等于式 (18)。另一方面，由于第 $t+1$ 期的消费决策建立在第 t 期的利润的基础上，那么，由式 (13) 确定的预期增长率与式 (18) 之间存在着相等的关系，从而就可以决定第 t 期的最优资本存量以及投资量，最终得到第 t 期实际产出的决定公式。

首先由式（13）得出预期的名义产出增长率：

$$E(g_{i,t}) = \ln \frac{P_{i,t-1} EY_{i,t}}{Y_{i,t-1}} = \ln(1+r) - \ln(1-N_{i,t-1}) - \ln \alpha_{i,t-1} + \ln K_{i,t} - \ln Y_{i,t-1} \quad (19)$$

其中，

$$Y_{i,t-1} = A_{i,t-1} K_{i,t-1}^{\alpha_{i,t-1}} L_{i,t-1}^{1-\alpha_{i,t-1}}$$

为 t-1 期的实际产出。而要素的投入量是在期初决策的，所以有：

$$\ln L_{i,t-1} = \frac{1}{1-\alpha_{i,t-2}} (\ln EY_{i,t-1} - \ln A_{i,t-2} - \alpha_{i,t-2} \ln K_{i,t-1})$$

而第 t-1 期预测产出值也是由式（13）得到的。那么，我们就能够得到第 t-1 期实际产出的表达式：

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t-1} = & \left(\ln A_{i,t-1} - \frac{1-\alpha_{i,t-1}}{1-\alpha_{i,t-2}} \ln A_{i,t-2} \right) \\ & + \frac{1-\alpha_{i,t-1}}{1-\alpha_{i,t-2}} \ln \frac{1+r}{(1-N_{i,t-2})\alpha_{i,t-2}} + \ln K_{i,t-1} \end{aligned} \quad (20)$$

将式（20）带入式（19）就能够得到经济增长率的预期公式：

$$E(g_{i,t}) = \left(B_{i,t-1} - \frac{1-\alpha_{i,t-1}}{1-\alpha_{i,t-2}} B_{i,t-2} \right) + g_{i,t}^K \quad (21)$$

其中， $B_{i,t} = \ln(1+r) - \ln(1-N_{i,t}) - \ln \alpha_{i,t} - \ln A_{i,t}$ 称为外生变量多项式， $g_{i,t}^K$ 为第 i 产业第 t 期资本存量增长率，是投资者的决策变量。从中可以看到，对增长率的预期公式中包含了两期外生变量多项式的差值，这表明对于增长率的预期与式（13）所描述的预期产出不同，并非简单地表述成资本存量线性函数，而是考虑了上一期预期偏差的。根据式（21），若 t-1 期有着与 t-2 期完全一样的外生变量多项式，那么预期的经济增长率就等于资本存量增长率，这与前文所提及的决策者主观稳态条件是不谋而合的。

那么，根据决策者主观角度的稳态条件以及式（18）与式（21），经过化简可得：

$$g_{i,t}^K = \left(\frac{1}{\lambda} - 1 \right) B_{i,t-1} + \frac{1-\alpha_{i,t-1}}{1-\alpha_{i,t-2}} B_{i,t-2} - \frac{1}{\lambda} (\ln(1+\rho) - \ln A_{i,t-1}) \quad (22)$$

式（22）就是第 t 期最优资本存量的决定公式。同样的，在式（22）中，包含了对上一期预期偏离的修正量，即 $B_{i,t-1}$ 与 $B_{i,t-2}$ 的多项式。这表明虽然模型假设生产环节的决策是基于上一期生产状况的，但是上一期的预期偏差也考虑到了模型当中，是一个具有偏差修正的测算模型。同时，式（22）也是潜在资本存量增长率的测算公式。

（三）我国三次产业潜在增长率的单步测算模型

至此，决策层面决定的资本存量增长率已经由式（22）给出，即第 t 期生产要素的潜在投入量已经决定。那么，就能够运用生产函数计算得出第 t 期的潜在增长率。

在实际生产过程中，产出的函数与（1）式不同，其形式为：

$$Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha_{i,t}} L_{i,t}^{1-\alpha_{i,t}} \quad (23)$$

$Y_{i,t}$ 为第 i 产业第 t 期的实际产出，式（23）刻画了生产者基于式（22）所决定的资本要素投入量进行生产所能够得到的实际产出。同时，劳动作为另一种生产要素，其投入量也是在期初决策的，根据前文对 $L_{i,t-1}$ 决策量的讨论，有：

$$\ln L_{i,t} = \frac{1}{1 - \alpha_{i,t-1}} B_{i,t-1} + \ln K_{i,t} \quad (24)$$

将式(24)带入对数线性化的式(23),就可以得出第t期实际产出与第t期资本存量之间的关系式:

$$\ln Y_{i,t} = \ln A_{i,t} + \frac{1 - \alpha_{i,t}}{1 - \alpha_{i,t-1}} B_{i,t-1} + \ln K_{i,t} \quad (25)$$

将式(25)与式(20)相减,并带入式(22)就得到了实际经济增长率的测算公式:

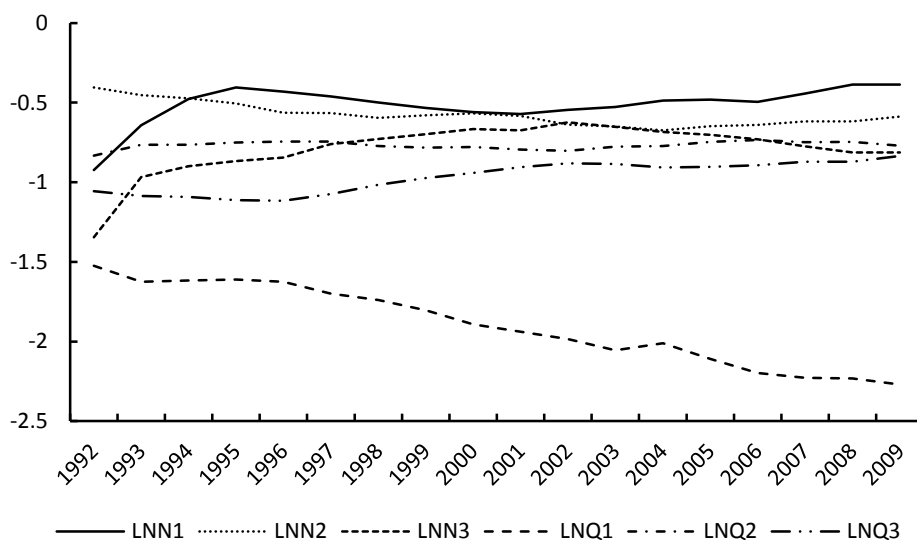
$$g_{i,t} = \left(\ln A_{i,t} - \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \ln A_{i,t-1} \right) + \left(\frac{1}{\lambda} - \frac{\alpha_{i,t} - \alpha_{i,t-1}}{1 - \alpha_{i,t-1}} \right) B_{i,t-1} - \frac{1}{\lambda} \ln(1 + \rho) \quad (26)$$

$$g_t = \sum_{i=1}^3 q_{i,t-1} g_{i,t}$$

由于模型是建立在均衡决策的机制之上的,所以式(26)描述的是我国三次产业潜在增长率的单步测算公式。可以看出,与式(22)不同,式(26)中不再包含对上期预期偏差的修正项,因为预期偏差已经包含在式(22)的决策结果中,所以最终的潜在增长率测算公式中不存在预期偏差修正项。在式(26)的基础上,依据增长率结构公式(27)就能够测算出潜在增长率。

(四) 宏观经济结构的自调整机制

模型中外生变量多项式中的N,也就是各行业的垄断势力度——勒纳指数。由于勒纳指数是通过度量实际价格超过完全竞争价格即边际成本的程度来度量垄断程度的,所以从某种意义上说这个指标也能够反映一个行业的盈利能力。



数据来源:产业占比数据来自中经网统计数据库

勒纳指数数据来自肖兴志,彭宜钟,李少林基于省际面板数据的测算^①

图1 我国三次业的勒纳指数与产业占比(对数形式)

^① 肖兴志,彭宜钟,李少林:《中国最优产业结构:理论模型与定量测算》,《经济学(季刊)》2009年第2期

根据边际报酬递减理论,当一个行业处于起步阶段,其盈利能力随着生产规模的扩大而不断增强,当达到与市场需求量相匹配的产量后,其盈利能力随着生产规模的不断扩大而逐步减少,呈现负相关的特点。如图 1 所示,首先,第一产业的盈利能力在二十世纪九十年代初期有很明显的提高,之后一直处于较为平稳的状态,直到进入二十一世纪才略有上扬。而第一产业的产业占比一直处于下降的趋势,自 2001 年之后,二者之间保持着稳定的负向关系。其次,第二产业的盈利能力与产业占比之间除了在本世纪初的若干年出现过同步变化之外其他时间段均保持着负向关系。而本世纪初的正向关系可能是由于二十世纪末的亚洲金融危机,当时为稳定亚洲经济,实施了牺牲出口的宏观经济政策,受到波及最大的自然是我国的第二产业。在危机后的二十一世纪初,第二产业的复苏伴随着其盈利能力以及占比的同时扩张是能够解释的。最后,第三产业仅在 2002 年以后,其盈利能力与产业占比之间才呈现稳定的负向关系。之前的很长的一段时期内都是正向关系。这与我国第三产业起步较晚,但进入二十一世纪以后发展迅速的历史特征相吻合。因此,基于以上理论逻辑,建立勒纳指数与产业占比之间的函数 $N_{i,t}(q_{i,t})$ 对模型进行约束。

三、我国经济潜在增长率的测算

(一) 三次产业时变弹性生产函数的参数估计

由于前文的模型是通过微观均衡建立的用以测算经济潜在增长率的模型,所以对于参数的估计将基于时变弹性的假设前提。

1. 基于截面相关混合回归面板状态空间的时变产出弹性估计

(1) 变弹性 C-D 生产函数模型建立

正如前文所述,可变参数模型和变系数模型的拟合效果最好,且拟合效果均明显优于固定弹性 C-D 生产函数。这里采用变系数的 C-D 生产函数模型,具体形式如下:

量测方程:

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}} = \ln A_{i,t} + \alpha_{i,t} \ln \frac{K_{i,t}}{L_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (27)$$

状态方程:

$$\ln A_{i,t} = \theta_i \ln A_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (28)$$

$$\alpha_{i,t} = \varphi_i \alpha_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (29)$$

其中,各产业内部假设 $\varepsilon_{i,t}$ 、 $v_{i,t}$ 、 $\mu_{i,t}$ 服从零均值高斯分布,且不存在自相关性,各时变参数服从 AR 过程,一般认为状态变量服从隐马尔科夫过程,故各状态方程均设为 AR (1) 过程。

(2) 面板模型截面相关性检验

卡尔曼滤波法是估计状态空间模型的重要方法,其关键在于确定量测方程和状态方程扰动项的协方差矩阵形式。而在式 (27) 至 (29) 所描述的状态空间模型中,各产业之间的截面相关性非常值得讨论。首先要明晰要素产出弹性以及全要素生产率的实际含义:要素产出弹性描述的是生产要素的相对生产效率,而全要素生产率,顾名思义,描述的是总体生产效率。

首先对于状态方程,一方面,无论是要素生产效率的扰动或是整体效率水平的扰动都可

能会对三次产业的生产特征造成影响，而另一方面，由于三次产业的生产要素具有各自的特点，而且应用的技术发展水平也各异，从而状态方程的截面相关性就需要进一步的检验。

其次，在状态方程内部，由于要素的生产效率的提升会对总体效率水平产生直接影响，所以全要素生产率与产出弹性之间就有可能存在着截面相关性。

其次对于量测方程，尽管不同产业之间各生产要素的产出弹性等生产特征不同，但都面临着同一个内外部环境，所受到的冲击影响很难说有本质区别。所以量测方程是否存在面板效应同样需要进一步识别。根据韩本三等对面板数据截面相关性检验的讨论，对 CD 检验量在有限样本条件下的偏差调整，采用 MCD 检验量对有限样本面板数据模型的截面相关性进行检验，如式 (30) 所示^①。

$$MCD = \sqrt{\frac{2\pi}{N(N-1)(\pi-2)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \left(\sqrt{T} |\hat{\rho}_{ij}| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) - \frac{4N}{5T} \quad (30)$$

其中，N 为面板模型的组数，T 为面板数据的时间长度， $\hat{\rho}_{ij}$ 则为第 i 组与第 j 组干扰项的相关系数，且这里各组干扰项不存在序列相关性。

由于卡尔曼滤波法不仅需要设定初值，而且也需要事先设定状态方程的形式，同时 MCD 统计量又建立在干扰项的协方差矩阵上，所以无法应用卡尔曼滤波法得到待检验的状态变量序列。故采用具有周期视角的滚动回归方法得到状态变量的序列，估计状态方程的干扰项协方差矩阵，同时也能得到量测方程的干扰项协方差矩阵的估计。

(3) 模型识别与参数估计

本文所用数据均来自中经网统计数据库，资本存量使用李仁君 (2010) 测算的三次产业资本存量 (现值) 数据并采用相同方法进一步将数据长度延伸到 2014 年。为与资本存量价格口径保持一致，故所使用的各项数据均为当期价格计价的数值。经 ADF 检验，各序列均为一阶单整序列，故采用其一阶差分序列作为工具变量序列进行回归，并考虑周期因素的影响将滚动回归时窗长度选定为 7 年^②。

对回归得到的量测方程与状态方程干扰项协方差矩阵的 MCD 检验量如表 1 所示。

表 1 状态空间模型面板效应检验

	待检验截面相关性	MCD 统计量
产业间	量测方程	9.5468
	全要素生产率	2.6201
	产出弹性	1.0200
产业内部状态方程	第一产业	1.5075
	第二产业	1.6191
	第三产业	0.1932

表 1 中的检测结果显示，在 0.05 的显著性水平下 ($\alpha = 1.96$)，量测方程以及全要素生产率状态方程存在着产业间的截面相关性，其余的面板数据截面相关性均不显著。量测方程之间的截面相关性符合三次产业受同一经济环境影响的事实；各产业的全要素生产率之间所

^① 韩本三，徐凤，黎实：《面板数据模型的截面相关检验研究》，《统计研究》2011 年第 12 期。

^② 杜婷：《中国经济周期波动的典型事实》，《世界经济》2007 年第 4 期。

存在的截面相关性可能源于技术进步；而产出弹性方程之间的相关性不明显，表明各个产业所需的生产要素各具特点，例如不同产业对于劳动要素的要求就不尽相同；在产业内部由于规模报酬不变的假设前提，则总体相对效率固定为 1，资本相对效率的提高意味着劳动相对效率等量的降低，故而与总体效率水平之间的截面相关性并不显著。

本文将张海波建立面板状态空间模型对东中西部 C-D 生产函数的估计方法应用在三次产业面板状态空间模型上，对三次产业时变弹性生产函数进行联合估计^①。估计结果如表 2 所示。

表 2 三次产业生产函数状态方程回归系数

	θ_1	φ_1	θ_2	φ_2	θ_3	φ_3
Coefficient	0.973795	0.986500	0.944604	0.984175	0.933320	0.942895
z-Statistic	25.45580	711169	8.238868	41.43184	5.513231	2.828773
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0047

从表 2 的回归结果来看，回归效果非常显著，而且状态方程的各个参数均明显不等于 1，这就说明可变参数的 C-D 生产函数形式不仅能够很好的回归出我国三次产业的产出弹性，也能很好的反映产出弹性的变化过程与趋势。

2. 宏观经济结构自调整方程的估计

由于所使用的 N 的数据为基于各省份消费、收入、价格水平等年度面板数据及对数形式需求函数所估算的结果，那就意味着需求价格弹性不受价格因素的影响，故在实证中采用对数函数的形式并且不考虑价格水平的影响；另外，根据前文的数据分析，虽然各产业出现负相关性的时间点不尽相同，但是近年来的数据均表现出该特征，故实证分析中采用具有负相关性特征时段的数据进行回归分析；最后，考虑到前文所述的产业发展模式，引入收入水平作为需求弹性的影响因素，建立包含常数项、产业结构、收入水平的计量模型：

$$\ln N_i = \beta_0 + \beta_1 \ln q_i + \beta_2 \ln y + \eta_i \quad (29)$$

根据具体回归结果对解释变量进行筛选。通过对模型的回归，最终确定了我国三次产业的勒纳指数与产业结构占比之间的计量模型为：

$$\begin{cases} \ln N_1 = \beta_0^1 + \beta_1^1 \ln q_1 + \eta_1 \\ \ln N_2 = \beta_1^2 \ln q_2 + \beta_2^2 \ln y + \eta_2 \\ \ln N_3 = \beta_1^3 \ln q_3 + \beta_2^3 \ln y + \eta_3 \end{cases} \quad (30)$$

根据以上方法进行回归的结果如表 3 所示。

表 3 宏观经济自调整方程的估计结果

	(β_0^1, β_1^1)	(β_1^2, β_2^2)	(β_1^3, β_2^3)
Coefficient	(-1.482, -0.474)	(-0.372, -0.074)	(-0.944, -0.127)
t-Statistic	(-7.501, -5.079)	(-2.155, -6.509)	(-5.174, -9.684)
P-value	(0.0001, 0.0014)	(0.0468, 0.0000)	(0.0021, 0.0001)
F-Statistic	25.79120	31.60856	20.18153
\bar{R}^2	0.756032	0.640136	0.901690

从表 3 中可以看出，在 5% 的置信水平下回归结果较为显著。故建立勒纳指数与产业结

^① 张海波，谢德勇：《状态空间模型在时变产出弹性和全要素生产率测算中的应用》，《21 世纪数量经济学》2014 年第 65 页。

构之间的指数关系如式 (31) 所示:

$$\begin{cases} N_{1,t} = q_{1,t}^{-0.474} e^{-1.482} \varepsilon_{1,t} \\ N_{2,t} = q_{2,t}^{-0.372} y_t^{-0.074} \varepsilon_{2,t} \\ N_{3,t} = q_{3,t}^{-0.944} y_t^{-0.127} \varepsilon_{3,t} \end{cases} \quad (31)$$

(二) 潜在增长率测算模型的单步检验

为了检验所构建模型是否能够较为准确地测算出我国未来经济的走势, 这里通过单步测算的方法, 对比分析由模型测算的经济潜在增长率与实际增长率之间的变动趋势与关系, 并结合我国经济发展历程的阶段性特征, 论证模型测算结果的合理性。

出于数据约束, 状态变量及勒纳指数的序列跨度为 1992 至 2009 年, 因此在对历史潜在增长率的测算中对于两个时间段的处理方式不同: 对于 1992 至 2009 年时间段, 使用状态变量序列以及勒纳指数序列代入理论模型测算; 对于 2009 至 2014 年时间段, 使用状态变量序列以及宏观经济结构自调整方程代入理论模型测算。这样就获得 1994 至 2013 年经济潜在增长率的模型测算值, 将其与实际经济增长率进行对比, 如图 2 所示



图 2 我国经济潜在增长率与实际增长率对比 (名义增长率)

图 2 的对比反映出了我国经济发展不同阶段的特征。上世纪末, 亚洲金融危机的冲击导致实际增长率迅速下滑, 低于潜在增长水平; 而在危机余波之后的二十一世纪, 随着外环境回暖, 加之积极财政政策的效果逐步显现, 实际增长率持续领跑潜在增长率; 而 2008 年潜在增长率的逆势下挫是对本文所构建模型最好的检验, 为应对全球金融危机的冲击, 大规模的刺激政策强行拉动实际增速保持在高位, 远高于潜在水平, 但随后的事实也印证了模型测算的结论, 实际增长率迅速下滑, 结构问题凸显, 刺激政策后遗症有待消化, 我国经济进入了所谓“新常态”。总体而言, 由模型测算出的结果能够在内外部环境发生变化的条件下很好地反映我国经济的总体发展趋势, 进一步验证了所建模型的可靠性。

(三) 我国未来十年经济潜在增长率的测算

根据估计得到的状态方程与宏观经济结构自调整函数, 通过所建模型的测算, 得到了未来十年我国经济潜在增长率的测算结果。如图 3 所示。



图3 我国二十一世纪以来经济增长率以及未来十年的经济潜在增长率（实际增长率）

从图3中可以看出，未来三至四年内将经历中速增长阶段，总体经济的潜在增长率将持续下降，最低甚至可能接近5%，这主要是由于经济结构的调整不是一蹴而就的，就模型而言，是以每一年为单位逐步调整的，故而结构调整的提振作用在此阶段尚不足以扭转由状态方程所反映的下行趋势。但在2019年前后，经过多年的经济结构调整，下行趋势迎来拐点，合理的结构与发展模式将再一次的拉动经济的高速发展，增长率或将保持在8%左右。

四、结论

本文在对比分析了各种经济潜在增长率测算方法的基础上，结合经济新常态的时代背景，建立了既秉承总体趋势又反映结构特征的适应性测算模型，并引入宏观经济结构自调整机制约束方程，对我国未来十年的经济潜在增长率进行了测算。

从测算的结果看可以将未来十年我国经济潜在增长率的变动趋势分为三个部分：

第一，未来三至四年内将经历中速增长阶段，经济潜在增长率持续下降。这一阶段是经济矛盾的消化阶段。在模型中该阶段是由于状态变量的趋势性变化导致的。与此同时，经济结构也在不断的做出调整，但是由于调整速度较为缓慢，所以结构优化对于经济增长的提振作用小于所谓“三期叠加”的负面影响，导致整体经济增长率呈现下降趋势。

第二，在2019年前后，我国经济有望出现拐点，经济潜在增长率进入上升通道。这一阶段是经济结构调整加速阶段。在模型中，该阶段是由于经济结构调整经过多期积累，对潜在增长的促进作用开始显现，结构优化对于经济增长的提振作用大于状态变量的趋势性，所以潜在增长率呈现出向上趋势。

第三，在经历了一个7年左右的调整阶段后，我国经济将进入一个稳定发展时期，经济增速或将保持在8%上下。这是模型的收敛阶段，经济结构趋于稳定，总体经济回复较快增长的状态。

由于关键性的资本存量数据只能通过永续盘存法估计得到，从而对模型的模拟结果或多或少产生影响，但模型的测算结果能够较好的反映出我国经济的成长趋势。总体而言，我国未来经济将经历一段中速增长时期，这也是经济结构调整、产业升级等重大改革的窗口期，

随后将会迎来新一轮的速度较高的增长。因此，积极调整经济结构，遵从市场规律，以市场为资源配置的基础，同时充分发挥宏观调控的有效性，我国经济的发展空间依然巨大。