

中国人口转变与经济增长的实证分析

赵进文*

摘要 本文从现代协整理论出发,研究了中国人□转变、实际工资与实际产出之间的长期动态均衡关系及信息传导机制。结果表明:在出生率、婴儿死亡率、实际人均工资、实际 GDP 之间,至少存在单向的 Granger 因果关系;对数序列均为非平稳 $I(1)$ 序列。长期来看,死亡率的降低将导致出生率的降低。此外,还证明了出生率与死亡率均为经济系统的内生变量。

关键词 人口转变,经济增长,协整与向量误差修正模型

一、引言

“人口转变”(demographic transition)的概念最早由文献 Notestein (1945) 提出。它描述了这样一类人口现象:起初,一个国家经历婴儿死亡率下降,出生率上升阶段,它们均导致人口增长的上升;随后,死亡率下降进一步触发出出生率稳定地持续下降。大多数国家,不论是工业化国家,还是非工业化国家,均经历了重要的人口转变阶段。其中,最重要的转变之一是由快速的人口增长转向低速的人口增长。中国是世界上第一人口大国,现正由农业国向工业国转型。从图 1 所给 1952—2001 年中国人口出生率与死亡率散点图可以看出,中国也经历了明显的人口转变过程。人口转变似乎已成为一种社会发展与进步的标志。另一方面,从发展经济学的角度看,这一现象的持续存在十分不利于社会的健康发展,会引发一系列的后续经济与社会问题。

导致人口转变的内在原因到底是什么?这些原因之间的信息又是如何传递的?对这些问题的研究,已成为近年来人口学家、经济学家、社会学家与政治家关注的主题。本文在前人研究成果基础上,试图以中国人口与经济数据为样本,从现代协整理论及向量误差修正模型(VECM)出发,研究中国 1952—2001 年间人口转变、实际工资与实际产出之间的长期动态均衡关系,以及出生率、婴儿死亡率、实际人均工资、实际人均 GDP 之间的 Granger 因果关系,通过脉冲响应函数与方差分解分析方法,探讨人口指标对经济系统

* 东北财经大学统计系。通信地址:大连市东北财经大学统计系,116025。电话:(0411)4738058; E-mail: jinwenzhao@msn.com。本文得到国家社会科学基金项目“复杂数据的统计诊断方法及其应用”(资助批准号:02BTJ002)。同时,姚洋和两位匿名审稿人对本文提出了极具价值的修改建议,在此一并致谢!当然,文中任何可能的纰漏均由作者自负。

的内生性与外生性,为我国制定长期的人口与经济政策提供重要的参考。

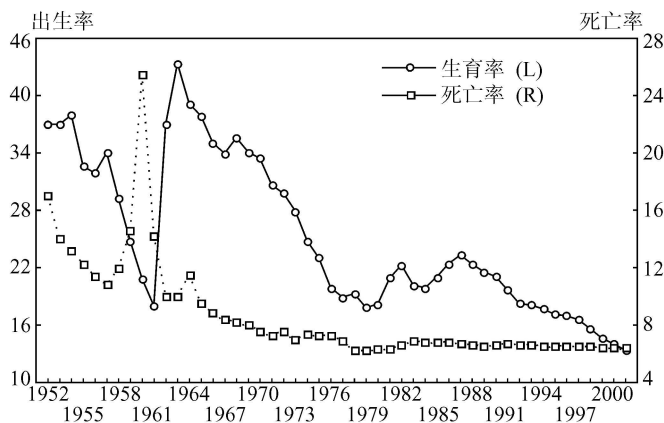


图1 1952—2001年中国人口出生率与死亡率散点图

二、研究综述

人口经济学的研究由来已久。人们注意到,对于每个资源有限的社会来说,人口越多,分配给每个人的资源就越少,最终制约社会经济的发展。关于人口增长对社会经济发展影响问题的讨论,早在约翰·斯图亚特·穆勒(John Stuart Mill)及马尔萨斯(Malthusian)时代即已引起关注。而有关社会经济发展对人口增长影响的研究文献也相当浩繁,并且,研究结论并不一致。

在一些具有代表性的研究文献中,Notestein(1945)提出了“人口转变”(demographic transition)的概念,揭开了人口经济研究的新篇章。Coale and Hoover(1958)发现,高的出生率将增加依存负担,降低私有储蓄与投资率,因而导致“单位人均消费等价物”收入的下降。Becker(1960, 1973)的开拓性研究支持将出生率作为经济系统内生变量的主张,并发展了解释出生率与经济增长之间依存关系的理论框架,它们依赖于鼓励生育的政策、“孩子的质量”、私有资本市场的效率及家庭中的代际转换等社会经济因素的数量。Adelman(1963)利用1953年美国全国统计数据进行的实证分析表明,在收入与出生率之间存在一个决定性的正相关关系。Heer(1966)利用41个国家数据证实,经济发展的直接影响是增加出生率,间接影响(通过教育等)是降低出生率。Friedlander and Silver(1967)的研究发现,发达国家的出生率与收入变量之间呈现正相关关系,而发展中国家的出生率与收入变量之间呈现负相关关系。Janowitz(1971)在研究5个欧洲国家数据的基础上发现,人口变量与经济变量之间的因果关系受时间效应与数据属性的影响较大,纵向时间

序列数据较横向截面数据更能反映它们之间的因果关系。Schultz (1985) 利用 1860—1910 年间瑞典国家数据进行的研究表明, 该时期出生率 1/4 的下降是由于儿童死亡率 50% 的下降。利用世界农产品价格作为克服收入与劳动力供给内生性的工具, 他还发现妇女相对工资的上升在瑞典出生率转变中扮演了重要角色。Yamada (1985) 的研究证实, 婴儿死亡率与出生率是联合决定的, 并发现人均实际收入增长导致的婴儿死亡率下降, 会引发出生率的随后下降。Simon (1989) 的研究认为, 在人口增长率与人均资本收入增长率之间不存在显著的相关性。Rostow (1990) 使用 76 个国家的数据研究发现, 出生率和死亡率与单位人均 GNP 之间存在负相关关系。Barlow (1994) 利用 86 个国家数据及三变量模型证明, 人均资本收入增长与当前人口增长存在负相关关系, 而与滞后出生率存在正相关关系。Wang *et al.* (1994) 给出了一个增长模型, 其中, 出生率受雇佣和产出变动的影 响, 并且, 对出生率历史数据进行的分解显示, 雇佣与偏好方面的变动在解释出生率运动方面有重要作用。Ehrlich and Lui (1991), Kirk (1996) 等研究了婴儿死亡率与出生率之间的因果关系, 揭示出随着国家的不断发展, 出生率与死亡率倾向于存在下降的趋势。Kirk (1996) 及 Van de Kaa (1996) 对人口转变的原因进行了理论归纳, 他们从发展经济学角度出发, 对出生率、婴儿死亡率与经济增长之间的关系进行了实证分析与解释, 结果表明在出生率、婴儿死亡率与经济增长之间存在着决定性的联结关系。Sah (1991) 及 Cigno (1998) 从现代行为经济学角度出发, 更加强调了婴儿死亡率与出生率之间的相互依赖关系, 确认了在出生率与经济增长之间存在重要的依存关系。

此外, 许多经济学家 (例如, Becker (1988, 1992), Becker and Barro (1988), Barro and Becker (1989), Ehrlich (1990), Becker *et al.* (1990), Ehrlich and Lui (1991), 以及 Wang *et al.* (1994)) 基于经济理论的微观基础, 将人口与收入增长视为内生变量, 试图发展经济增长的内在模型, 以解释动态经济增长的过程。

在大量的人口经济研究文献中, 关于内生人口与经济增长的主体研究工作基本是传统意义上的理论分析, 基于经济计量模型进行的实证研究相当稀少。Yamada (1985), Ehrlich and Lui (1991), Wang *et al.* (1994) 等的模型实证研究证实了人口增长与出生率对经济增长的影响, 但主要以美国数据为基础。Yamada (1985), Winegarden and Wheeler (1992), Brander and Dowrick (1994), Barlow (1994) 等基于西欧一些工业化国家及部分发展中国家的数据进行了实证分析。值得指出的是, 这些模型实证分析大多以传统经济计量建模理论为基础, 因此难免在方法上存在某些缺陷。近期, Hondroyannis and Papapetrou (2000, 2002) 基于希腊的国家数据, 完全以现代经

济计量学的理论为基础,采用20世纪80年代后发展的单位根分析、协整理论、向量误差修正模型(VECM)、广义方差分解分析及广义脉冲响应函数等最新技术,研究了出生率、死亡率、工资及产出增长对于生育、死亡、雇佣、产出变动的响应,对OECD国家具有代表性的希腊来讲,实证了“人口转变”理论的有效性,检验了对国家人口转变过程有重要贡献的经济动力的存在性,揭示了人口变动与经济增长之间的动态相互作用关系,估计了内生出生率选择对于经济结构性变动的动态响应。

本文的研究目的在于:上述关于人口变量与经济变量之间的短期、长期动态均衡关系对中国这样的世界人口大国来讲,是否也成立?中国人口转变与经济增长之间的信息传导的方式如何?传导机制又具有何种特征?这些结论对于中国未来人口、经济、社会政策的制定有何启示、参考与借鉴作用?

三、中国人口转变与经济增长的实证分析

为探讨中国人口转变与经济增长的关系,我们采集了建国以来1952—2001年间全国的出生率、婴儿死亡率、全部职工平均货币工资(以下简称平均工资)及人均GDP年度数据(在下面的模型分析中,均采用对数形式,分别记为LCSL,LSWL,LPJGZ及LPGDP)。数据来源为国家统计局正式发布的《中国统计年鉴》(各期)。在分析方法的选取上,我们采用现代经济计量学理论中的单位根分析、协整理论、向量误差修正模型(VECM)、广义脉冲响应函数及方差分解分析等最新技术,探讨人口变量与经济变量的数据属性,以及它们之间的动态均衡关系及冲击响应。

在文章的具体安排上,首先探讨人口与经济变量之间的相关特征。其次,探讨人口与经济变量平稳特性的单位根检验。第三阶段,研究各个变量之间的Granger因果关系,为下一阶段研究变量之间协整关系奠定基础。第四阶段,利用Johansen极大似然技术,探测人口变量、劳动力市场与整个经济活动之间的协整关系;也就是,出生率、婴儿死亡率、职工平均工资与实际单位资本产出之间的协整关系。第五阶段,建立人口变量、经济变量之间的向量误差修正模型。第六阶段,对协整模型的稳定性进行了检验。最后,基于广义脉冲响应函数及方差分解分析理论,定量地研究了出生率、死亡率、平均工资及产出增长对于生育、死亡、雇佣、产出变动的冲击响应,目的在于检验生育选择与婴儿死亡率相对于经济系统来讲,应视为内生变量,而非外生变量。

(一)人口与经济变量之间的相关特征

表1给出了中国1952—2001年间年度数据下人口变量出生率(LCSL)

婴儿死亡率 (LSWL) 与经济变量平均工资 (LPJGZ) 及人均 GDP (LPGDP) 之间的配对相关系数矩阵。

表1 人口变量及经济变量配对相关系数矩阵

	LCSL	LPGDP	LPJGZ	LSWL
LCSL	1.000000	-0.803385	-0.734425	0.540509
LPGDP	-0.803385	1.000000	0.979352	-0.641175
LPJGZ	-0.734425	0.979352	1.000000	-0.532973
LSWL	0.540509	-0.641175	-0.532973	1.000000

由此可见，出生率与人均 GDP、平均工资呈高度的负相关关系，与死亡率呈适度的正相关关系；人均 GDP 与平均工资呈高度的正相关关系，与出生率及死亡率呈较强的负相关关系；平均工资与人均 GDP 呈高度的正相关关系，与出生率及死亡率呈适度的负相关关系；死亡率与出生率呈适度的正相关关系，与人均 GDP 及平均工资呈适度的负相关关系。这一结果证实了中国人口变量与经济变量之间、人口变量内部、经济变量内部的相互依存关系，同时与图 1 一起确认了中国“人口转变”现象的存在性。

(二) 人口与经济变量平稳特性的单位根检验

传统经济计量学理论以序列平稳为前提，因而在揭示模型变量间结构依存关系时，往往不能给出客观、准确的分析结论。事实上，在实际问题的分析中，所涉及变量往往是非平稳的。现代经济计量学以非平稳、非对称、非线性为特征，以一定的经济理论为基础，选择更加科学的方法与评价指标体系，建立拟合与预测精度均较高的模型，对宏观微观经济政策进行模拟分析。

由于变量之间因果关系的确立，仅当各变量的单整阶数相等时才有效。对于中国人口与经济变量数据，我们基于 Dickey and Fuller (1979, 1981), Perron (1988), Phillips (1987), Phillips and Perron (1988), 以及 Kwiatkowski *et al.* (1992) 对单位根的研究工作，来讨论各个变量的单整阶数，主要检验结果见下表 2。

表2 相关变量时间序列取对数后的单位根检验结果

变量	ADF 值 (* 是 PP 值)	检验类型 ($c \ d \ m$)	1% 临界值	5% 临界值	DW	是否平稳
LCSL	-3.244250	($c \ d \ 1$)	-4.1584	-3.5045	1.952800	否
LCSL	-2.739191*	($c \ d \ 3$)	-4.1540	-3.5045	1.538299	否
Δ LCSL	-5.636712	($c \ 0 \ 1$)	-3.5745	-2.9241	1.986733	是
Δ LCSL	-5.812654*	($c \ 0 \ 3$)	-3.5713	-2.9228	1.928554	是
LSWL	-2.310433	($c \ d \ 4$)	-4.1728	-3.5112	1.780814	否
LSWL	-1.87694*	($c \ d \ 3$)	-3.6171	-2.9422	2.009037	否
Δ LSWL	-4.310436	($c \ d \ 3$)	-4.1728	-3.5112	1.904813	是

续表

变量	ADF 值 (* 是 PP 值)	检验类型 (<i>c d m</i>)	1% 临界值	5% 临界值	DW	是否平稳
△LSWL	-7.101423*	(<i>c d 3</i>)	-4.1584	-3.5045	2.006875	是
LPGDP	-1.584708	(<i>c d 1</i>)	-4.1584	-3.5045	1.624166	否
LPGDP	-0.711335*	(<i>c d 3</i>)	-4.1540	-3.5025	0.933999	否
△LPGDP	-4.225828	(<i>c d 1</i>)	-4.1630	-3.5066	1.964130	是
△LPGDP	-4.240534	(<i>c d 2</i>)	-4.1584	-3.5045	1.566273	是
LPJGZ	2.187374	(<i>c d 1</i>)	-3.5713	-2.9228	1.831819	否
LPJGZ	3.661218*	(<i>c d 3</i>)	-3.5682	-2.9215	1.019517	否
△LPJGZ	-4.229584	(<i>c d 1</i>)	-4.1630	-3.5066	2.005075	是
△LPJGZ	-4.312621*	(<i>c d 3</i>)	-4.1584	-3.5045	1.875140	是

注:表中临界值均表示拒绝单位根假设的 MacKinnon 临界值;在检验类型(*c d m*)一栏中 *c* 表示截距项, *d* 表示趋势项, *m* 表示回归滞后阶数。

可见,中国人口出生率对数序列 LCSL、中国人口死亡率对数序列 LSWL、中国人均 GDP 对数序列 LPGDP 以及中国职工平均工资对数序列 LPJGZ 均为一阶单整 $I(1)$ 序列。换言之,它们均为非平稳时间序列,不能使用传统的经济计量学理论来构建模型。为此,我们使用现代经济计量学中的协整理论及向量误差修正模型(VECM),来研究中国 1952—2001 年间人口转变、实际工资与实际产出之间的长期动态均衡关系。这需要首先确认相关变量之间的 Granger 因果关系。

(三) Granger 因果关系检验

表 3 相关变量之间的 Granger 因果关系检验结果(滞后阶数 $n=2$)

零假设	样本数	F 统计量	接受零假设的概率
LSWL 不是 LCSL 的 Granger 原因	48	15.8830	6.8E-06*
LCSL 不是 LSWL 的 Granger 原因		19.0134	1.2E-06*
LPGDP 不是 LCSL 的 Granger 原因	48	5.11826	0.01014*
LCSL 不是 LPGDP 的 Granger 原因		1.74151	0.18739
LPJGZ 不是 LCSL 的 Granger 原因	48	3.21469	0.04999*
LCSL 不是 LPJGZ 的 Granger 原因		2.90715	0.06544
LPGDP 不是 LSWL 的 Granger 原因	48	19.5582	9.1E-07*
LSWL 不是 LPGDP 的 Granger 原因		1.33732	0.27325
LPJGZ 不是 LSWL 的 Granger 原因	48	9.68426	0.00034*
LSWL 不是 LPJGZ 的 Granger 原因		2.63859	0.08301
LPJGZ 不是 LPGDP 的 Granger 原因	48	1.11614	0.33684
LPGDP 不是 LPJGZ 的 Granger 原因		3.84554	0.02908*

可见,在显著性水平 5% 下,死亡率对数序列 LSWL 与出生率对数序列 LCSL 之间存在双向 Granger 因果关系;人均 GDP 对数序列 LPGDP 与职工平均工资对数序列 LPJGZ 均是导致出生率对数序列 LCSL 及死亡率对数序列 LSWL 的 Granger 原因。此外,人均 GDP 对数序列 LPGDP 还是导致职工平均工资对数序列 LPJGZ 的 Granger 原因。其中,滞后阶数的选取依赖于如下

VAR 模型中各种选择准则大小的比较值。

表4 VAR 滞后阶数不同选择准则的取值情况

VAR 滞后阶数选择准则					
内生变量: LC SL, 外生变量: C L SW L P GDP L P J G Z ;有效样本点数: 44					
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC
0	29.22030	NA	0.018616	-1.146377	-0.984178
1	34.36209	9.114987	0.015429	-1.334640	-1.131892
2	40.29499	10.24774*	0.012339*	-1.558863*	-1.315565*
3	40.71566	0.707496	0.012681	-1.532530	-1.248682
4	41.43950	1.184456	0.012858	-1.519977	-1.195579
5	41.57539	0.216187	0.013397	-1.480699	-1.115751
6	43.00903	2.215633	0.013165	-1.500410	-1.094913

注: * 表示通过相应准则选取的滞后阶数, 显著性水平为 5%。LR: 序贯修正 LR 检验统计量; FPE: 最终预测误差; AIC: Akaike 信息准则; SC: Schwarz 信息准则; HQ: Hannan - Quinn 信息准则。

(四) 协整检验

在有效确立人口变量与经济变量的单整阶数及它们之间的配对 Granger 因果关系检验基础上, 我们对这四个变量的长期动态均衡关系进行研究, 这就是协整检验。我们采用国际公认的多变量模型下 Johansen 极大似然方法 (Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990, 1992)) 来检验这种协整关系。之所以不采用 Engle-Granger (1987) 方法进行协整检验, 是由于它是一种基于残差的协整检验, 它附加了“公共因子约束”而降低了检验的势, 因而 Kremers *et al.* (1992) 对这种检验方法进行了学术批评。此外, 基于半参数形式考虑的残差与其滞后值之间相关性的 Phillips-Hansen 估计 (PH) 法, 也可以克服 Engle-Granger 方法的不足。但由于篇幅关系, 我们在此省略。下表列出了中国人口变量与经济变量在样本期 1952—2001 间的 Johansen 协整检验结果。

表5 人口变量与经济变量的 Johansen 协整检验结果

样本(修正): 1954—2001, 包含在模型中的样本数: 48				
趋势假定: 线性确定性趋势(约束); 序列: LC SL L SW L P GDP L P J G Z				
滞后区间(一阶差分形式): 1 至 1, 约束协整秩检验				
假设 协整方程 个数	特征值	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
无**	0.979891	239.3469	62.99	70.05
最多 1**	0.391475	51.83033	42.44	48.45
最多 2*	0.288591	27.98794	25.32	30.45
最多 3	0.215394	11.64355	12.25	16.26

注: (**) 表示在显著性水平 5%(1%) 下拒绝零假设。

可见, 迹统计量在显著性水平 5% 下显示存在 3 个协整方程, 在显著性水平 1% 下显示存在 2 个协整方程。

续表

假设 协整方程 个数	特征值	最大特征值 迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
无**	0.979891	187.5166	31.46	36.65
最多1**	0.391475	23.84239	25.54	30.34
最多2*	0.288591	16.34439	18.96	23.65
最多3	0.215394	11.64355	12.25	16.26

注:*(**)表示在显著性水平5%(1%)下拒绝零假设。

可见,最大特征值统计量在显著性水平5%及1%下均显示存在1个协整方程。

无约束协整系数(通过 $b' \cdot S11 \cdot b = I$ 正规化):

LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ	@TREND(53)
4.121644	4.393316	-0.818561	0.957082	0.177434
13.89893	-24.93221	11.85282	-10.55815	-0.565433
-0.595740	4.981635	13.04317	-10.63639	-0.367637
-1.107884	-0.681536	-3.327411	2.649352	0.182855

无约束修正系数(α):

$I(LCSL)$	-0.029725	-0.061054	0.004499	0.000833
$I(LSWL)$	-0.006313	0.000460	-0.000423	-1.77E-05
$I(LPGDP)$	0.010736	-0.002483	-0.025354	0.019629
$I(LPJGZ)$	-0.005853	-0.006180	0.011659	0.023593

1个协整方程(似然对数:447.2629):

正规化系数(括号内数为标准误差)

LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ	@TREND(53)
1.000000	1.065913 (0.06661)	-0.198601 (0.08107)	0.232209 (0.07230)	0.043049 (0.00284)

修正系数(括号内数为标准误差)

$I(LCSL)$	$I(LSWL)$	$I(LPGDP)$	$I(LPJGZ)$
-0.122517 (0.06236)	-0.026022 (0.00090)	0.044250 (0.04040)	-0.024125 (0.03571)

2个协整方程(似然对数:459.1841):

正规化系数(括号内数为标准误差)

LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ	@TREND(53)
1.000000	0.000000	0.193284 (0.09235)	-0.137484 (0.08253)	0.011840 (0.00315)
0.000000	1.000000	-0.367652 (0.07783)	0.346832 (0.06955)	0.029279 (0.00265)

续表

修正系数 (括号内数为标准误差)

Δ LCSL)	-0.971105 (0.17162)	1.391624 (0.29970)
Δ LSWL)	-0.019622 (0.00297)	-0.039216 (0.00520)
Δ LPGDP)	0.009736 (0.14198)	0.109077 (0.24793)
Δ LPJGZ)	-0.110015 (0.12486)	0.128356 (0.21804)

3 个协整方程 (似然对数 : 467.3563):

正规化系数 (括号内数为标准误差)

LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ	@TREND(53)
1.000000	0.000000	0.000000	0.023001 (0.01582)	0.018370 (0.00099)
0.000000	1.000000	0.000000	0.041570 (0.01761)	0.016858 (0.00110)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.830302 (0.03843)	-0.033786 (0.00240)

修正系数 (括号内数为标准误差)

Δ LCSL)	-0.973785 (0.17147)	1.414036 (0.30492)	-0.640652 (0.20850)
Δ LSWL)	-0.019370 (0.00282)	-0.041323 (0.00502)	0.005109 (0.00343)
Δ LPGDP)	0.024841 (0.13027)	-0.017229 (0.23165)	-0.368920 (0.15840)
Δ LPJGZ)	-0.116961 (0.12221)	0.186437 (0.21732)	0.083617 (0.14860)

综合以上分析结果，在显著性水平 1% 下，我们选定该系统存在 1 个协整方程 (括号内数为标准误差):

$$\begin{aligned} \text{LCSL} = & 1.065913 \text{ LSWL} - 0.198601 \text{ LPGDP} + 0.232209 \text{ LPJGZ} + \\ & (0.06661) \quad (0.08107) \quad (0.07230) \\ & 0.04304 \text{ @TREND}(53) \\ & (0.00284) \end{aligned}$$

此方程表明：婴儿死亡率的降低，将进一步降低出生率，“人口转变”现象更加明显；社会经济的进一步发展，将形成生育的制度约束机制，导致出生率的进一步下降，老龄化现象更加突出；职工平均工资的提高，有刺激生育的需求倾向，也即存在对孩子需求的正向收入效应。图 2 给出了协整模型下出生率对数数据的拟合效果图。

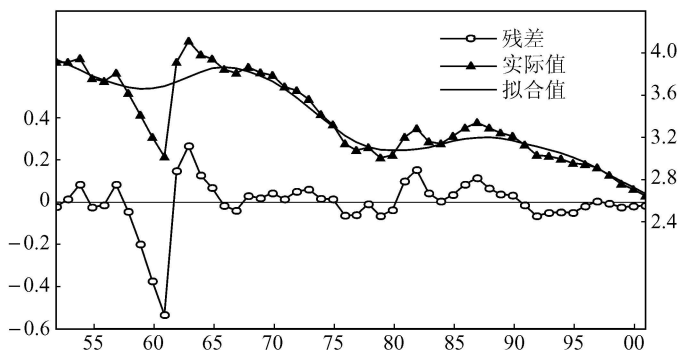


图2 协整模型下出生率对数数据拟合效果图

(五) 向量误差修正模型 (VECM)

协整模型从变量之间协同发展变化的角度揭示了它们之间的长期趋同行为。由 Granger 表示定理知, 如果若干个非平稳变量存在协整关系, 则这些变量必有误差修正模型表达形式存在, 误差修正项反映变量之间的关系偏离长期均衡状态对短期变化的影响。以下我们来讨论本文中人口变量与经济变量的向量误差修正模型, 计算结果列于表 6。

表 6 人口变量与经济变量的向量误差修正模型估计结果

向量误差修正模型估计结果
(修正样本期: 1955—2001 括号内数据为标准误差。)

协整方程	一个协整方程		
LSWL(-1)	1.000000		
LPGDP(-1)	-0.480244		
	(0.17496)		
LPJGZ(-1)	0.358053		
	(0.17528)		
C	-2.606064		
误差修正	Δ (LSWL)	Δ (LPGDP)	Δ (LPJGZ)
一个协整方程	0.004318	-0.031122	-0.123639
	(0.00089)	(0.07019)	(0.06138)
Δ (LSWL(-1))	1.842271	-0.020837	1.052101
	(0.02307)	(1.82299)	(1.59406)
Δ (LSWL(-2))	-0.906771	0.011670	-0.809876
	(0.02609)	(2.06122)	(1.80237)
Δ (LPGDP(-1))	0.001719	0.618052	0.189314
	(0.00196)	(0.15520)	(0.13571)
Δ (LPGDP(-2))	0.005480	-0.371389	-0.037848
	(0.00197)	(0.15572)	(0.13616)

续表

向量误差修正模型估计结果
(修正样本期：1955—2001 括号内数据为标准误差。)

误差修正	Δ (LSWL)	Δ (LPGDP)	Δ (LPJGZ)
Δ (LPJGZ(-1))	-0.002803 (0.00243)	0.173776 (0.19177)	0.387242 (0.16768)
Δ (LPJGZ(-2))	-0.002194 (0.00246)	0.261980 (0.19404)	-0.233411 (0.16967)
C	0.020551 (0.00483)	-0.126051 (0.38128)	-0.206378 (0.33339)
LCSL	-0.007019 (0.00151)	0.051806 (0.11917)	0.080574 (0.10420)
R^2	0.999048	0.553712	0.625546
修正 R^2	0.998848	0.459757	0.546713
残差平方和	2.47E-05	0.153996	0.117747
方程的标准误差	0.000806	0.063659	0.055665
F 统计量	4986.826	5.893363	7.935132
对数似然	273.1261	67.75285	74.06001
AIC	-11.23941	-2.500121	-2.768511
SC	-10.88512	-2.145838	-2.414227

为反映向量误差修正模型的建模效果，图 3 给出了各个残差序列的分布图。

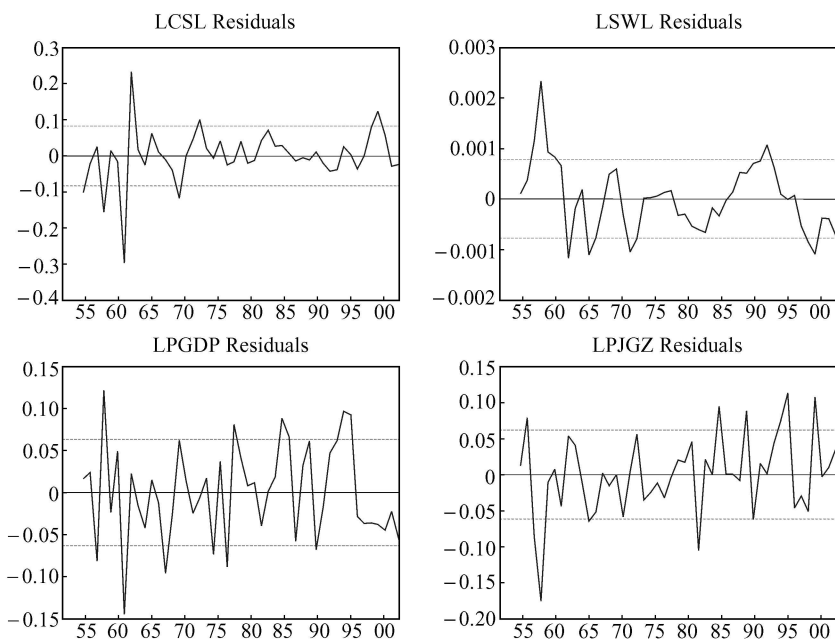


图 3 各个残差序列的分布点图

为对此模型进行评价,下面我们来检验关于向量误差修正模型(VECM)残差序列的自相关性、正态性及异方差性。结果表明:除异方差性检验结果不很理想外(但可接受),其他两个检验均给出了满意的检验结果。

表7 VECM 残差自相关性的 Portmanteau 检验结果

VECM 残差自相关性的 Portmanteau 检验结果
(零假设 H_0 滞后 h 项时不存在残差自相关性)

滞后	Q 统计量	概率	修正 Q 统计量	概率	df
1	37.92016	NA*	38.74451	NA*	NA*
2	52.19340	NA*	53.65212	NA*	NA*
3	72.02907	0.0000	74.84022	0.0000	16
4	91.12947	0.0000	95.71740	0.0000	32
5	97.91480	0.0000	103.3105	0.0000	48
6	107.0390	0.0006	113.7699	0.0001	64
7	121.8809	0.0018	131.2092	0.0003	80
8	140.5605	0.0021	153.7205	0.0002	96
9	151.2771	0.0079	166.9753	0.0006	112
10	160.6903	0.0267	178.9325	0.0020	128
11	169.0853	0.0751	189.8927	0.0062	144
12	183.0448	0.1024	208.6384	0.0059	160

注:*表示本检验只当滞后项数大于 VAR 模型滞后阶数时有效。df 为近似 χ^2 分布的自由度。

表8 VECM 残差正态性检验结果

VECM 残差正态性检验结果
(零假设 H_0 残差向量为多元正态)

分量	Jarque-Bera 统计量	df	概率
1	2.957629	2	0.2279
2	51.69390	2	0.0000
3	46.48500	2	0.0000
4	13.29739	2	0.0013
联合	114.4339	8	0.0000

表9 VECM 残差异方差性检验结果

VECM 残差异方差性检验结果 (不含交叉项,只含一次项与平方项)					
联合检验					
χ^2		df		概率	
184.8539		180		0.3864	
分项检验					
相依变量	R^2	$F(18, 28)$	概率	$\chi^2(18)$	概率
res1 * res1	0.637422	2.734713	0.0083	29.95885	0.0378
res2 * res2	0.276131	0.593392	0.8747	12.97818	0.7929
res3 * res3	0.227167	0.457241	0.9565	10.67685	0.9076
res4 * res4	0.198928	0.386286	0.9805	9.349594	0.9511
res2 * res1	0.496354	1.533032	0.1511	23.32863	0.1783
res3 * res1	0.466746	1.361547	0.2260	21.93708	0.2348
res3 * res2	0.342644	0.810826	0.6737	16.10426	0.5853
res4 * res1	0.311398	0.703450	0.7796	14.63572	0.6868
res4 * res2	0.247304	0.511090	0.9297	11.62330	0.8661
res4 * res3	0.377061	0.941569	0.5430	17.72188	0.4741

注：*表示乘积。

(六) 协整模型稳定性检验

我们注意到，中国人口与中国经济发展的变化受制度性与政策性影响较为明显。计划生育政策对中国人口总量的影响不容忽视。同样，改革开放政策对经济增长的促进作用至关重要。这些因素所导致的可能的结构变动对所构建模型的影响如何？换言之，所构建的协整模型是否稳健？为此，我们使用目前普遍认可的递归回归法（Hendry, D. F. and Ericsson, N. R., 1991）来对模型的稳定性作出检验。这一方法不受主观选择结构变动时间的影响。如果模型确实发生了结构变动，则基于递归回归的残差检验能较好地识别可能发生结构变动的时点。基于递归回归法获得的下述系数递归估计图（图4、图5）显示：协整模型的各个系数是基本稳定的，可能的结构变动对协整模型

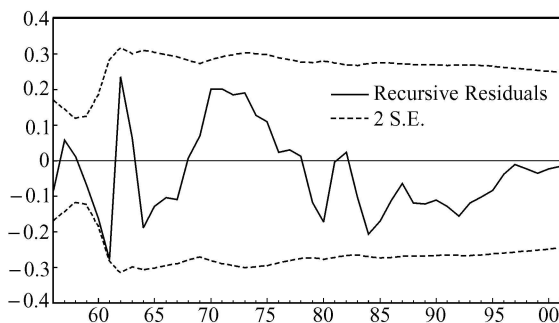


图4 协整模型下递归残差分布图

影响有限,在统计容忍的范围,这为进一步利用模型进行合理预测、政策规制等奠定了坚实的基础。值得一提的是,在本文中并没有单独引入政策变量或哑变量来反映制度性与政策性因素对中国人口与中国经济发展的影响,其原因除协整模型稳定性检验结果比较满意之外,还在于出生率和婴儿死亡率在很大程度上反映了中国人口政策的信息,如赵进文(2003)所揭示的那样。同样,全部职工平均货币工资及人均GDP在很大程度上也反映了中国经济发展变化的政策信息。

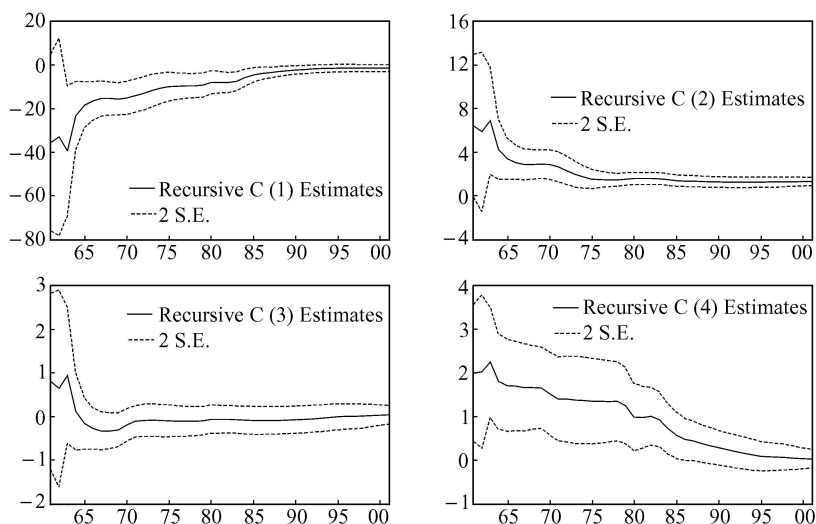


图5 协整模型下递归系数走势图

(七) VECM 下广义脉冲响应函数的检验与方差分解分析

在前面的讨论中,我们已经探讨了人口变量与经济变量的数据属性、因果关系、长期均衡关系以及误差修正机制。下面,我们使用广义方差分解分析与广义脉冲响应函数来探讨系统的动态特性,研究出生率、死亡率、工资及产出增长对于生育、死亡、雇佣、产出的冲击响应。

由向量误差修正模型(VECM)下人口变量、经济变量自身及相互之间的广义脉冲响应函数点图(由于篇幅关系,发表时从略,备索)清楚地表明:生育选择与婴儿死亡率相对于劳动力市场发展及经济增长过程来讲,不应视为外生变量。可见,研究中国人口内生经济增长可持续发展模型成为今后经济学界、人口学界、社会学界及政府部门的主要任务。我们得到如下结论:

第一,出生率自身在短期(4年内)存在惯性下降的内力;在中期(5年至9年)有恢复性增长与下降的调节机制;在长期(10年后)将保持低水平的稳定性增长。婴儿死亡率的正向冲击在中短期(10年以内)将导致出生率

的持续上升，但在长期（超过 10 年）将趋于稳定。由于社会机会成本的提高，经济发展的正向冲击在短期（3 年内）会对出生率的提高有制约作用，导致出生率下降；但在中期（4 年至 6 年）将引起出生率的上升；在长期（8 年以后）将引导出生率趋于稳定。个人收入的正向冲击在短期（3 年以内）将导致出生率的持续上升，出现生育“需求效应”；但在中长期（超过 3 年）将加速出生率的下降。

第二，出生率的正向冲击将导致婴儿死亡率的持续下降，反映出医疗技术与社会的不断进步。婴儿死亡率增长自身主体上有惯性恶化的倾向。同时，死亡率的正向冲击将导致单位人均产出的提高。死亡率的正向冲击不利于职工工资收入的提高，因为它加重了社会福利与保障的负担。

第三，社会经济的发展总体上要求出生率保持在较为稳定的增长水平，而要求死亡率也应保持较为稳定的下降水平。从社会经济发展的自身规律来看，要求有稳定而可持续发展的机制。与此同时，社会经济发展将刺激职工平均工资的提高，尤其在短期正向冲击下，应伴随职工平均工资的快速提高；在中长期则应有稳定加薪的收入分配机制。

第四，职工平均工资的正向冲击将强化生育“需求效应”。由于工资、福利与社会保障水平的提高，促使医疗救助水平的改善，导致死亡率的下降。职工平均工资的提高，将有助于雇员劳动积极性的提高，激发社会经济发展的内在动力。同时，职工平均工资自身存在膨胀放大的内在因子，只能提高不能降低。

可见，分析结果显示出生率对产出、职工工资及婴儿死亡率冲击确实作出了反应。这清晰地揭示了出生率变量的内生性。

为定量地刻画人口与经济变量之间 Granger 因果关系的相对强弱及动态交互作用，我们进一步给出了各变量 Cholesky 方差分解的结果。报告的数据反映了每个变量在 5 个不同水平上的预测误差来自其他变量中革新冲击的百分比：超前 1 年（短期）、超前 2 年或 4 年（中期）、超前 8 年或 10 年（长期）。

表 10 人口与经济变量序列的 Cholesky 方差分解结果

LCSL 序列的 Cholesky 方差分解结果					
时期	标准误差	LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ
1	0.083691	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.102646	77.29551	5.843567	3.042935	13.81799
3	0.137002	43.39926	10.84209	4.369952	41.38870
4	0.149520	37.34189	10.54310	3.986204	48.12881
5	0.150342	37.12227	10.51859	3.950628	48.40851
6	0.151223	36.76404	11.15460	4.020746	48.06061

续表

LCSL 序列的 Cholesky 方差分解结果

时期	标准误差	LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ
7	0.152083	36.37050	11.48923	4.587913	47.55236
8	0.153943	36.76857	11.52041	5.207195	46.50382
9	0.157165	38.20843	11.83794	5.327544	44.62609
10	0.161677	38.68459	12.93889	5.158070	43.21846

LSWL 序列的 Cholesky 方差分解结果

时期	标准误差	LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ
1	0.000779	38.98978	61.01022	0.000000	0.000000
2	0.002919	50.93338	47.48820	0.201072	1.377346
3	0.006935	50.93375	43.22009	0.737894	5.108270
4	0.013054	46.11973	42.03183	1.299860	10.54858
5	0.021217	40.97480	41.32210	1.650777	16.05232
6	0.031079	37.09402	40.51111	1.798304	20.59656
7	0.042185	34.49852	39.56920	1.833089	24.09919
8	0.054072	32.71954	38.57506	1.820422	26.88498
9	0.066264	31.34029	37.59607	1.786717	29.27693
10	0.078248	30.15619	36.66251	1.737115	31.44419

LPGDP 序列的 Cholesky 方差分解结果

时期	标准误差	LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ
1	0.063519	0.694978	9.943106	89.36192	0.000000
2	0.122407	1.746032	8.031738	88.92618	1.296055
3	0.175361	4.169147	5.604756	83.42390	6.802200
4	0.225246	5.001176	3.732380	75.86818	15.39826
5	0.274178	4.868609	2.599779	69.22236	23.30925
6	0.320375	4.769955	1.994301	65.24832	27.98742
7	0.363029	4.997074	1.689813	63.04785	30.26526
8	0.403038	5.392378	1.502033	61.37935	31.72624
9	0.441407	5.678515	1.343288	59.79245	33.18575
10	0.478508	5.781137	1.209641	58.37975	34.62948

LPJGZ 序列的 Cholesky 方差分解结果

时期	标准误差	LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ
1	0.062199	9.230256	3.047485	10.25968	77.46258
2	0.122996	5.082841	2.011067	16.38388	76.52221
3	0.185133	4.285301	1.478604	18.70465	75.53144
4	0.244098	5.022015	1.143920	19.66354	74.17052

续表

LPJGZ 序列的 Cholesky 方差分解结果

时期	标准误差	LCSL	LSWL	LPGDP	LPJGZ
5	0.300696	5.894296	0.982053	19.62020	73.50345
6	0.356466	6.410462	0.929790	19.07241	73.58733
7	0.410754	6.600383	0.908580	18.57443	73.91661
8	0.462404	6.704590	0.876871	18.31415	74.10439
9	0.511112	6.859719	0.837345	18.21363	74.08931
10	0.557465	7.055221	0.805985	18.13529	74.00350

方差分解分析的结果说明，生育选择与经济属性主体上可以通过其他变量的扰动来解释。生育选择变异性（variability）的显著性百分比（尤其是在长期）可能归因于技术、劳动力市场及婴儿死亡率的革新冲击。而经济属性变异性（variability）的显著性百分比可能归因于劳动力市场、生育选择及死亡率的革新冲击。这与国外现有文献的研究结论一致。

综上，广义脉冲响应函数与方差分解分析的结果提供了一致的结论。这就是出生率与死亡率变量对于经济系统来讲，应视为内生变量。

四、结 论

以上我们采用全新的经济计量分析技术，从中国人口转变与经济增长角度出发，实证分析了中国 1952—2001 年间人口变量、经济变量之间的内在联结关系与信息传导机制。现归纳其主要结论如下：

(1) 建国以来，中国存在人口经济学早期研究文献 Notestein (1945) 所称的“人口转变”(demographic transition) 现象。即，起初一个国家经历婴儿死亡率下降，出生率上升阶段，它们均导致总人口增长的上升；随后，死亡率下降将触发生育率稳定地持续下降。

(2) 中国人口变量与经济变量之间以及人口变量内部和经济变量内部都存在相互紧密的结构依存关系。

(3) 出生率、婴儿死亡率、职工平均工资及人均实际 GDP 四变量均为一阶非平稳 $I(1)$ 序列。

(4) 在出生率、婴儿死亡率、职工平均工资及人均实际 GDP 四变量之间至少存在单项的 Granger 因果关系。

(5) 在显著性水平 1% 下，出生率、婴儿死亡率、职工平均工资及人均实际 GDP 四变量之间至少存在一个显著性的协整关系，且协整模型具有稳定性。

(6) 出生率、婴儿死亡率、职工平均工资及人均实际 GDP 四变量之间的

信息通过向量误差修正模型(VECM)来传导。

(7)从广义脉冲响应函数与方差分解分析的结果看,出生率与婴儿死亡率相对于经济系统来讲,应视为内生变量,而非外生变量。

我们认为,对于中国这样一个世界人口大国来说,这些结论对未来社会、经济、人口政策的制定都具有重要的参考价值和指导意义。

参考文献

- [1] Adelman, I., "An Econometric Analysis of Population Growth", *American Economic Review*, 1963, 53, 314—339.
- [2] Barlow, R., "Population Growth and Economic Growth: Some More Correlations", *Population and Development Review*, 1994, 20, 153—165.
- [3] Barro, R. J., G. S. Becker, "Fertility Choice in a Model of Economic Growth", *Econometrica*, 1989, 57, 481—501.
- [4] Becker, G. S., "An Economic Analysis of Fertility", In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Edited by Ansley J. Coale. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1960.
- [5] Becker, G. S., "Family Economics and Macro Behavior", *American Economic Review*, 1988, 78, 1—13.
- [6] Becker, G. S., "Fertility and the Economy", *Journal of Population Economics*, 1992, 5, 185—201.
- [7] Becker, G. S., Barro, R. J., "A Reformulation of the Economic Theory of Fertility", *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103, 1—25.
- [8] Becker, G. S., Murphy, K., Tamura, R., "Human Capital Fertility and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1990, 98, 12—37.
- [9] Brander, J. A., S. Dowrick, "The Role of Fertility Economic Growth: Empirical Results from Aggregate Cross-National Data", *Journal of Population Economics*, 1994, 7(1), 1—25.
- [10] Cigno, A., "Fertility Decisions when Infant Survival is Endogenous", *Journal of Population Economics*, 1998, 11, 21—28.
- [11] Coale, A. J., E. M. Hoover, *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries*. Princeton University Press, 1958.
- [12] Dickey, D. A., W. A. Fuller, "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 1979, 74, 427—431.
- [13] Dickey, D. A., W. A. Fuller, "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 1981, 49, 1057—1072.
- [14] Ehrlich, I., "Introduction.", *Journal of Political Economy*, 1990, 98, 1—11.
- [15] Ehrlich, I., F. T. Lui, "Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1991, 99, 1029—1059.
- [16] Engle, R. F., C. W. J. Granger, "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 1987, 55(2), 251—276.
- [17] Friedlander, S., M. Silver, "A Quantitative Study of the Determinants of Fertility Behavior", *Demography*, 1967, 4, 30—70.

- [18] Heer, D. M. , " Economic Development and Fertility " , *Demography* , 1966 , 3 , 423—444.
- [19] Hondroyannis, G. , E. Papapetrou , " Do Demographic Changes Affect Fiscal Developments ? " *Public Finance Review* , 2000 , 28 (5) , 468—488.
- [20] Hondroyannis, G. , E. Papapetrou , " Demographic Transition and Economic Growth : Empirical Evidence from Greece " , *Journal of Population Economics* , 2002 , 15 (2) , 221—242.
- [21] Janowitz , B. S. , " An Empirical Study of the Effects of Socioeconomic Development on Fertility Rates " , *Demography* , 1971 , 8 , 319—330.
- [22] Johansen , S. , " Statistical and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors " , *Journal of Economic Dynamics and Control* , 1998 , 12 , 231—254.
- [23] Johansen , S. , " Cointegration In Partial Systems and the Efficiency of Single Equation Analysis " , *Journal of Econometrics* , 1992 , 52 , 389—402.
- [24] Johansen , S. , K. Juselius , " Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money " , *Oxford Bulltin of Economics and Statistics* , 1990 , 52 , 169—210.
- [25] Johansen , S. , K. Juselius , " Testing Structural Hypotheses In a Multivariate Cointegration Analysis at the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for the UK " , *Journal of Econometrics* , 1992 , 53 , 211—244.
- [26] Keyfitz , N. , *Applied Mathematical Demography*. Springer-Verlag New York , Inc , 1985.
- [27] Kirk , D. , " Demographic Transition Theory " , *Population Studies* , 1996 , 50 , 61—387.
- [28] Kremers , J. J. M. , N. R. Ericson , J. J. Dolado , " The Power of Cointegration Tests " , *Oxford Bulltin of Economics and Statistics* , 1992 , 54 , 325—348.
- [29] Kwiatkowski , D. , P. C. B. Phillips , P. Schmidt , Y. Shin , " Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root " , *Journal of Econometrics* , 1992 , 54 , 159—178.
- [30] Notestein , F. W. , " Population : The Long View " , in Schultz , T. W (ed) *Food for the World*. University of Chicago Press , 1945 , II , 36—57.
- [31] Perron , P. , " Trends and Random Walks in Macroeconomic Time : Series Further Evidence from a New Approach " , *Journal of Economic Dynamics and Control* , 1988 , 12 , 297—332.
- [32] Phillips , P. C. B. , " Time Series Regression with a Unit Root " , *Econometrica* , 1987 , 55 , 277—346.
- [33] Phillips , P. C. B. , B. E. Hansen , " Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes " , *Review of Economic Studies* , 1990 , 57 , 99—125.
- [34] Phillips , P. C. B. , P. Perron , " Testing for a Unit Root In Time Series Regression " , *Biometrika* , 1988 , 5 , 335—346.
- [35] Rostow , W. W. , *Theorist of Economic Growth from David Hume to the Present*. New York : Oxford University Press , 1990.
- [36] Sah , R. , " The Effect of Child Mortality Changes on Fertility Choice and Parental Welfare " , *Journal of Political Economy* , 1991 , 99 , 582—606.
- [37] Simon , J. L. , " On Aggregate Empirical Studies relating Population Variables to Economic Development " , *Population and Development Review* , 1989 , 15 , 323—332.
- [38] Schultz , T. P. , " Changing World Prices , Women ' s Wages and the Fertility Transition : Sweden , 1860—1910 " , *Journal of Political Economy* , 1985 , 93 , 1126—1154.
- [39] Van de Kaa , D. J. , " Anchored Narratives : The Story and Findings of Half a Century of Research into the Determinants of Fertility " , *Population Studies* , 1996 , 50 , 389—432.

- [40] Wang , P. , C. K. Yip , C. A. Scotese , “ Fertility Choice and Economic Growth Theory and Evidence ” , *The Review of Economics and Statistics* , 1994 , 4(2) , 255—266.
- [41] Winegarden , C. R. , M. Wheeler , “ The Role of Economic Growth in the Fertility Transition in Western Europe : Econometric Evidence ” , *Economica* , 1992 , 59 , 421—435.
- [42] Yamada , T. , “ Causal Relationships Between Infant Mortality and Fertility in Developed and Less Developed Countries ” , *Southern Economic Journal* , 1985 , 52 , 364—370.
- [43] 赵进文 , “ 中国人口总量与 GDP 总量关系模型研究 ” , 《中国人口科学》 , 2003 年第 3 期 , 第 25—31 页。

An Empirical Analysis of Demographic Transition and Economic Growth in China

JINWEN ZHAO

(*Dongbei University of Finance & Economics*)

Abstract This paper investigates the long-run relationship between demographic changes , average annual wages and real per-capita GDP in China over the period 1952-2001. The relationship was found to be of non-stationary $I(1)$ type in our unit-root test. The evidence suggests that at least one-direction Granger-causality exists in these two groups of variables. Our results also show that the fertility rate and infant mortality rate are endogenous to the economic system.

JEL Classification I12 , J13 , C22