
城镇化水平、城乡收入差距与消费增长

——来自浙江省分县数据的经验验证

韩瑾

（浙江大学城市学院）

【摘要】以霍尔消费函数为基础构建模型，采用面板数据分析方法，选取浙江省 27 个县级市数据，研究城镇化水平、城乡收入差距等因素对县域经济中消费增长的影响。结果显示：城镇化水平与消费增长呈现显著的正相关关系，对消费增长的贡献率为 19%；城乡收入差距与消费增长呈现显著的负相关关系，对消费的贡献率为-13%；浙江省各县市之间消费增长机制并无显著差异，但“杭州 1 小时经济圈”中心城市 100km 内的县市消费惯性低于全省平均水平，中心城市吸食周边县市消费能力——1 小时经济圈消费积聚效应明显。

【关键词】消费增长，城镇化水平，城乡收入差距，面板数据分析，浙江

2008 年金融危机以来，外需疲软，国内靠投资拉动的经济增长模式也难以继，“为了应对国内外环境变化，扩大内需、拉动消费、走向以消费为主导的经济增长模式，既是政府短期政策的着力点，也是中长期的战略选择”，释放城乡居民消费潜力是我国经济在未来 5—10 年保持 7%以上增长速度的基础^[1]。关于消费增长贡献因素的研究由来已久，传统因素包括：收入、现实财富和社会保障体系等几个方面，而针对我国现阶段消费需求不足的国情，新的认识是：中国消费不足的最主要问题是收入结构问题，城乡二元经济结构是导致消费不足的根本原因；推动城镇化进程是解决消费需求不足最有效的途径^[2]。这些经济现象、学术观点和政府思考使得研究城镇化、城乡收入差距等因素对消费增长的影响成为一个有意义的课题。

浙江省作为工业和外贸出口大省，受金融危机影响大，近 5 年来其 GDP 增速虽然在放缓，但一直保持高于全国平均水平，平均达到 10.9%。经济增长模式中内需拉动力在增强，社会消费品零售总额在 GDP 中的占比由 2006 年的 40.18%提高 2011 年的 42.35%。城镇化进程在稳步推进，2011 年，浙江城镇化率达到 62.3%，较 2006 年提高 5.8 个百分点，高出全国平均水平 11 个百分点；城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比从 2006 年的 2.49:1 缩小到 2011 年的 2.37:1。2006 年底，浙江省按计划完成了 3 000km 高速公路建设，这是以杭州为中心的“1 小时经济圈”建设的基础工程。5 年来，覆盖城乡的社会保障体系不断健全，城乡之间隔膜正在消除，城乡居民共享着经济发展的成果。浙江省经济建设的经验和数据，能够为研究在特殊经济时期，城镇化水平、城乡收入差距及公路基础设施建设等因素对消费增长的贡献提供现实证据^[3]。

城镇化是指农村人口向城镇地域转移的过程，一般用城镇化率（城镇人口占总人口的比率）来衡量。虽然，城镇化还包括了经济、社会、生活水平和生活方式的转变，但是，城镇化率却反映了中国城镇化进程的实际和本质。

较早期，谢晶晶以全国人均消费支出为研究对象，基于我国 1985—2004 年数据，采用时间序列分析法和误差修正模型，将收入、城市化率两个变量纳入估计模型，得出“城市化水平提高对消费的影响效果存在长期均衡关系，但在短期关系不显著”的结论^[4]。近期，有代表性的研究是，邹红选择我国分省居民消费总水平为研究对象，基于我国 1990—2008 年数据，采用面板

作者简介：韩瑾(1964—)，女，陕西咸阳人，副教授。主要研究方向为城市与区域经济。E-mail:hanj@zucc.edu.cn。

数据分析方法动态 GMM 法，将多个变量纳入估计模型后得出：从长期趋势看，城市化率与消费总水平呈现正相关关系，城乡收入差距与消费总水平呈负相关关系的结论^[5]。国内各研究文献关于“长期关系”的研究结论一致，但是，上述基于 15 年以上样本数据进行计量分析的结果，会平均化或掩盖短期、阶段性经济特征，因此，长期关系研究并不能替代短期关系的研究。而且，在各类研究文献中，关于“城镇化对消费短期影响”在变量设定、样本构成和估计方法、研究结论上存在较大分歧。

本文选用浙江省 5 年分县数据，对地区消费增长贡献因素进行短期特征研究。采用面板数据分析方法，解决了样本时间短、数据少的二维特性，力图证实在浙江这一经济发达的地区，提高城镇化率、缩小城乡收入差距依然是推动地区消费增长的有效途径。研究结论能为相关部门制定经济政策提供理论依据和经验证据。

1 理论分析框架

1.1 霍尔消费函数理论

霍尔消费函数基本分析框架是：假定处于时期 t (即现在) 的某个消费者预期能活到 T 期，在 t 期，该消费者会在其现期收入 y_t 、预期收入 y_{t+T} 和现期财富 w_t 的条件下选择一个现期消费水平 c_t ，以使现期和未来各期的预期效用最大化^[6]。假定基本效用函数为对数形式，即 $u(c)=\ln c$ ，该函数满足边际效用为正值 ($u'(c)=1/c>0$) 且递减 ($u''(c)=-1/c^2<0$) 的一般特征。并假定效用函数是时际加性可分离 (additively separable overtime)，每个时期的边际效用都与所有其它时期的消费无关^[7]。

因此，如果消费者在 t 期处于最优消费路径之上，即利用了其拥有的关于未来收入前景的所有信息，就可以用 C_t 预测 C_{t+1} 。因为 C_t 已经包含了所有信息。此时预测的误差就是在 t 和 $t+1$ 期之间所接受到的任何关于未来收入流的“新信息”。消费函数预测值是永久性消费，而暂时性消费是围绕它波动的随机变量，消费函数取对数值，近似表达式：

$$\ln C_{t+1} = \ln C_t + g + V_{t+1} \quad (1)$$

上式表明，在缺乏“新信息”的情况下，消费将以 g 的速度稳定地增加或减少；变量 V_{t+1} 代表由于“新信息”的出现所导致的消费偏离常量均值幅度的预测。

1.2 消费增长宏观影响因素分析

消费理论认为影响消费的因素包括：①现期收入的所得数量；②客观环境因素，如制度、传统、资本技术设备、城乡收入差距；③消费者主观因素，如消费习惯、价值观。

结合前述霍尔理论，可变换式 (1) 为如下形式：

$$\Delta \ln C_{t+1} = g + V_{t+1} \quad (2)$$

其揭示了 $\ln C_{t+1} - \ln C_t > 0$ 的条件是：消费者在未来经济向好预期下，保持较高的消费惯性， $g > 0$ ；或在 $t+1$ 期加入有利于消费增加的新信息， $V_{t+1} > 0$ 。

分析中国当前经济背景下消费状况：由于 GDP 增长减速，就业压力增大，医疗和养老制度并无不断优化的好消息，会导致 $g \approx 0$ 甚至 $g < 0$ 的状况；国家正努力通过推进城镇化增加城镇人口数量；通过不断改善交通网络提供消费便利，增加居民消费意愿；通过增加农业投入和农业新政策以带动农村收入有效提升，用这些“新信息”创造出 $V_{t+1} > 0$ 的条件。

1.3 城镇化、城乡收入差距与消费增长关系分析

由于城市和农村最低生活标准不同,因此,城市居民的自发性消费大于农村居民。城市居民有更好的社会保障体系、更好的收入增长预期,加之不同的消费习惯和生活理念,因此,城市居民的收入边际消费倾向远大于农村居民。通过改善地区人口结构,提高城镇人口比率,可以有效提高地区的平均消费倾向,从而促进地区消费增长^[8]。我国 2011 年城镇人口占比首次达到 50%,仍然有一半的农业人口,通过提高农村居民收入,缩小城乡差距,可以提升农村居民的消费能力,从而实现地区消费稳步增长。

城镇化会引发城市边际消费倾向递减的观点则认为,城镇居民随着收入增加,消费意愿会减弱;而新近加入城市的农村人口因为消费能力过低会拉低地区人均消费水平。

2 实证研究模型和变量构造

2.1 变量选择和数据处理

消费(c)。消费分为“社会消费”和消费者个体“人均消费支出”。与地区经济密切相关的社会消费包括政府消费和居民消费。扩大内需拉动经济增长的核心内容是扩大居民消费需求,因此,本文将关注点集中在居民消费上。另外居民消费由社会消费品零售总额和非商品消费组成,其中,社会消费品零售总额占到 80%以上,因此,本文用社会消费品零售总额作为消费的替代变量。

城镇化率(ur)。衡量城镇化率的指标在国内各文献中并不完全一致,较多采用“城镇人口占总人口的比率”^[9],其不足之处是:由于中国城镇人口统计是建立在城镇户籍制度之上,而目前有些城镇居民没有城镇户籍,因此,采取这种方法会低估城镇化率。另一些学者则采取“非农业人口占总人口的比重”来衡量城镇化率^[10]。考虑到数据的可获得性,本文采取: $ur=Nag/Pop$ (其中: ur 代表城镇化率, Nag 代表非农业人口, Pop 代表总人口)。本文选择最近 5 年数据,因此,不受 2000 年城镇人口统计口径变化的影响。

收入分配差距(hI)。居民收入分配差距有“贫富差距”和“城乡居民收入差距”之分。一般用基尼系数衡量收入分配中的贫富差距,这个指标对中等收入水平变化敏感;用城市居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入之比衡量城乡收入分配差距;或用泰尔指数衡量区域内收入分配不平等程度,泰尔指数对上层收入水平变化和对底层收入水平变化同时敏感。本文采用泰尔指数作为城乡收入差距的衡量指标。泰尔指数越大,城乡收入差距越大^[11-13]。

控制变量(y 、 w)。为了得到更高的模型拟合效果,在计量模型中选取现实收入 y 和现实财富 w 作为控制变量。①收入 y 。在泰尔系数计算中采用居民可支配收入数据,为了避免共线性,本文用 GDP 作为居民可支配收入的替代变量。樊秀峰基于 1978—2009 年数据得出我国国内生产总值(GDP)每增加 1%会带动居民收入 0.70%的增长,GDP 与城市居民可支配收入 y 存在长期稳定正相关关系^[14]。刘艺容在其相关研究中也采用 GDP 作为收入的替代变量^[15]。②现实财富 w 。本文选取储蓄存款 s 作为现实财富 w 的替代变量,依据源于方福前“在简化的消费函数形式下,财富的变动量与储蓄的当期增量相等, $\Delta w = \Delta s$ ”^[16]。

样本选取浙江省 27 个县级市(剔除地级市)2007—2011 年面板数据。在浙江省可得的 30 个县级市的数据中,余姚市、乐清市和东阳市的统计数据不完整,因此,在样本中剔除。所有数据均摘自浙江省各县市统计局网站。截面观察值 27 个,总观察值 135 个。为了消除数据的异方差,对所有水平数据进行对数处理。

2.2 建立模型

基于上述分析，变换(2)式，得：

$$\Delta \ln C_{it} = g_{it} + \sum_{k=1}^n \beta_k \Delta X_{kit} + \xi_{it} \quad (3)$$

式中： i 和 t 分别表示地区和时间； ΔX_{kit} 代表 t 期对消费产生影响的第 k 个“新信息”； $\beta_k = d \ln C_{it} / d X_{kit}$ 表示“新信息” X_k 加入后所产生的边际消费倾向； ξ_{it} 表示残差，代表存在的未识别新信息的效应； g 表示消费惯性，测度现期消费倾向变化趋势。进一步，得到：

$$\Delta \ln C_{it} = g_{it} + \beta_1 \Delta \ln ur_{it} + \beta_2 \Delta \ln hL_{it} + \beta_3 \Delta \ln GDP_{it} + \beta_4 \Delta \ln S_{it} + \xi_{it} (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T) \quad (4)$$

式(4)表示各因素变动对消费增长的短期影响。对模型中自变量的数据进行对数预处理后，各变量均以比率形式出现，达到量纲一致，模型估计结果更易清晰表达经济学含义。

2.3 估计方法

可选用的估计方法有两类。一是时间序列分析法，如：程开明采用 VAR 时间序列分析方法研究单一地区消费水平长期趋势；二是面板数据分析法，如：毛其淋、鲁晓东基于面板数据分析方法研究我国省际间城市化、收入差距对地区经济增长的影响。面板数据 (Panel-data) 在目前国内文献中使用多于前者，其优点是既能反映个体时间上的变化，又能看出各截面的差异，其二维特性能够解决时间较短、样本数据较少的问题^[17]。另外，面板数据估计方法可以克服时间序列分析受多重共线性的困扰，提供更多信息、更少共线性、更多自由度和更高估计效率。本文首先运用面板数据的单位根检验与协整检验来考察消费增长、城镇化率和城乡收入差距是否存在协整关系，然后，建立计量模型来量化它们之间的内在的联系。

面板数据分析方法^[18]有四种估计模型。

(1) 截距与斜率对于不同截面数据和时间点均相同，即：将 T 个时期和 n 个地区的数据融合成一个混合样本序列，采用 OLS 估计得到“混合模型”。实证分析的经济意义解释为观察总体样本的平均效应。

$$C_{it} = g + \beta X_{it} + \xi_{it} (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T), \text{ 其中, } \beta \text{ 是常数。}$$

(2) 截距在不同截面数据间不同，但斜率相同，采用 OLS 估计得到“个体固定效应模型”。提供 n 个估计模型。经济学意义解释为：反映不同个体(地区)的不同关系特征。

$$C_{it} = g_i + \beta X_{it} + \xi_{it} (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T), \text{ 其中, } \beta \text{ 是常数。}$$

(3) 截距在时间点不同，但斜率相同，采用 OLS 估计得到“时间固定效应模型”。提供 T 个估计模型。经济学意义解释为：反映不同时间点的不同关系特征。

$$C_{it} = g_t + \beta X_{it} + \xi_{it} (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T), \text{ 其中, } \beta \text{ 是常数。}$$

(4) 截距在不同截面数据间不同，但斜率相同，采用 GLS 估计得到“个体随机效应模型”，确认个体固定效应与回归参数 β 估计无关。提供一组 n 个估计模型。

$c_{it} = g_t + \beta x_{it} + \xi_{it} (i=1, 2, \dots, n; t=1, 2, \dots, T)$, 其中, β 是常数。

本研究剔除模型 (3) 估计, 原因是本文研究主题并不关注不同年度各个地区特性。在进行模型估计得到模型 (1)、(2) 和 (4) 后, 要选择一个最佳估计模型。通过总体模型显著性 F 检验判别 OLS 估计方法下的混合效应模型与个体固定效应模型的优劣, 选择其一; 再通过 Hausman 检验判断 OLS 估计方法下个体固定效应模型和 GLS 估计方法下随机效应模型的优劣, 选择其一; 最后, 确定本研究所选取的估计模型和参数估计值。

3 实证分析

与时间序列分析相同, 首先对不同序列的数据进行单位根检验, 如果面板数据存在单位根, 则回归估计结果可能是虚假回归(或有偏的)。在各序列数据平稳的情况下, 检验各数据序列间的协整性, 进一步, 运用面板数据方法对模型进行估计。

3.1 面板单位根和协整检验

3.1.1 单位根检验。在 Eviwe7.0 计量软件中, 提供 6 种单位根检验方法, 选择哪一种检验方式更为合适? 毛其淋采用 LLC、ADF 和 Hadri 三种检验方法, 认为同时观察被检验数据序列, 如果在 5% 置信水平上拒绝单位根原假设的占比越大, 可信度越大。也有研究成果比较了不同的检验方法, 认为 6 种检验方法中 LLC 和 IPS 是在传统的 ADF 检验方法的基础上建立起来的。LLC 假设序列相关, 采用的是 ADF 检验式, 其主要考虑个体方差的异质性, 证明在一定条件下, 检验式统计量收敛于标准正态分布。本文选择 LLC 检验式。检验统计结果见表 1。检验结果表明, 各变量数据序列均为平稳过程, 因此, 可以进一步进行协整检验。

表1 面板数据的LLC单位根检验

Tab.1 The unit root test of panel data

变量	Statistic	Prob	平稳性
$\Delta \ln C$	-181717	0.0000	平稳
$\Delta \ln ur$	-382807	0.0000	平稳
$\Delta \ln HI$	-5.880	0.0000	平稳
$\Delta \ln GDP$	-9.490	0.0000	平稳
$\Delta \ln s$	-4.335	0.0000	平稳

表2 变量间协整检验

Tab.2 The co-integration tests between variables

	$\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln HI$	$\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln ur$	$\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln GDP$	$\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln s$
Panel v-Statistic	0.923397	0.354090	11.85220+	18.14910***
Panel rho-Statistic	1.828327	2.190492	3.39270	3.389206
Panel PP-Statistic	-1.604781**	1.418199***	-5.105570***	-4.837758***
Panel ADF-Statistic	-1.702942**	1.910715***	-4932984***	-4.809207***
Group rho-Statistic	3.526197	2.878269	4.22938	4.905602
Group PP-Statistic	-4.295829***	-4.224696***	-6.512815***	-8.655859***
Group ADF-Statistic	-3.233868***	-2.575925***	-6.704527***	-8.796734***

3.1.2 协整检验。运用 Eview7.0, 用 7 个统计量检验变量间的协整关系, 其中 4 个组内统计量、3 个组间统计量。如果检验结果拒绝原假设, 则证明变量间存在协整关系。本文分别进行 $\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln hI$ 、 $\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln ur$ 、 $\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln GDP$ 、 $\Delta \ln C$ 与 $\Delta \ln s$ 的协整检验, PP 检验式和 ADF 检验式的组内、组间检验统计结果显示, 在 5% 的置信水平下, 均拒绝“变量间不存在协整关系”的原假设(表 2)。进一步进行 5 个变量之间的 KAO 协整检验, 结果显示在 1% 置信水平下, 拒绝不存在协整关系的原假设。从而进一步证实 5 变量间存在协整关系(表 3)。

表3 五个变量之间的协整检验

Tab.3 The co-integration test between five variables

		T-statistic	Prob.
KAO检验	ADF-statistic	-7.117	0.0000

3.2 模型回归估计和分析

由于各序列间存在协整关系, 排除了回归模型估计存在伪回归的可能性, 因此, 可以进行模型估计。本文采用混合模型估计、个体固定效应模型估计和个体随机效应模型估计三种估计方法, 得到三组估计参数见表 4。

表4 几个模型估计结果

Tab.4 The estimation results of the regression models

	OLS混合模型估计	OLS个体固定效应模型估计	GLS个体随机效应模型估计
常数项	-0.5748 (0.0217)	0.423210 (0.1841)	-0.529517 (0.0404)
$\Delta \ln hI$	-0.0966 (0.1403)	-0.146831 (0.0031)	-0.134466 (0.0483)
$\Delta \ln ur$	0.1454 (0.0767)	0.159244 (0.0128)	0.193664 (0.0269)
$\Delta \ln GDP$	0.5674 (0.0000)	0.486001 (0.0000)	0.558573 (0.0000)
$\Delta \ln s$	0.3223 (0.0000)	0.201433 (0.0000)	0.319743 (0.0000)
R^2	0.954688	0.966429	0.957023
SSE	0.327899	0.228497	0.292514
Wald-testDW			[0.0000] 1.179161

注: 表中数据表示统计量, 括号中的数值表示相应统计量的概率P值。

我们注意到, 除了常数项外其他四个变量的混合回归模型估计、固定效应估计和随机效应估计具有相似的符号、同量级数值和显著性, 在一定程度上说明估计结果有较好的稳定性。进一步观察, OLS 估计方法下混合模型估计中 hI 系数的统计量不显著(P 值 0.1403), 个体固定效应模型估计的常数项的统计量不显著(P 值 0.1841)。

3.2.1 运用 F 统计量检验是应该选择混合模型、还是选择固定效应模型。

原假设 H_0 为: $\alpha_i = \alpha_0$ 。模型中不同个体具有相同的截距(真实模型为混合回归模型), 通过将已知两种模型的残差平方和是

$SSE_y=0.327899$ 和 $SSE_n=0.228497$ 代入公式，计算得到 $F=14.6825>F_{0.05(4)}=2.04$ ，推翻原假设。结论是建立个体固定效应模型更合理。

3.2.2 取舍 OLS 估计方法下的固定效应模型，或 GLS 估计方法下的随机效应模型。

原假设是： H_0 ：个体效应与回归变量(X)无关(真实模型是个体随机效应模型)

H_1 ：个体效应与回归变量(X)相关(真实模型是个体固定效应模型)

表5 豪斯曼检验

Tab.5 The Hausman test

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f	Chi-Sq. d.f
Cross-section random	0.000000	4	1.0000

采用豪斯曼检验结果见表 5，Hausman 统计值是 4，概率是 100%，接受原假设，应该建立随机效应模型更合理。得到随机效应模型拟合方程为：

$\Delta \ln C_{it}=(-0.5295+AEn-c) D_n-0.1344 \Delta \ln hL_{it}+0.1936 \Delta \ln ur_{it}+0.5585 \Delta \ln GDP_{it}+0.3197 \Delta \ln S_{it}+ \xi_{it}$ (5)

虚拟变量 D_n 的定义是：

$D_n=\begin{cases} 1, & \text{如果属于第}n\text{个个体} (n=1,2,\cdots,27) \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

式(5) $DW=1.179$ 表明方程残差序列 $\Delta \xi_{it}$ 并不存在明显的自相关性。对随机效应估计模型进行 Wald 检验，Wald 检验是将无约束模型得到参数的估计值代入约束条件(原假设： $\beta_i=0$)检查约束条件是否成立。从表 4 中 Wald-test 检验统计量显著性可以判断，联合显著性的 Wald 检验拒绝变量为 0 的原假设(在 1%的显著水平上显著)。

表6 随机效应模型AEn-c项取值

Tab.6 The values of AEn-c in Random effects model

AEn	临安(1)	富阳(2)	建德(3)	淳安(4)	慈溪(5)	奉化(6)	宁海(7)	瑞安(8)	平湖(9)
AEn-c	-0.2457	-0.4890	-0.3624	-0.2225	0.1475	0.0129	0.0661	0.1563	-0.4191
AEn	德青(10)	苍南(11)	永嘉(12)	温岭(13)	龙泉(14)	泰顺(15)	桐乡(16)	上虞(17)	诸暨(18)
AEn-c	-0.1496	0.4422	0.0349	0.2796	0.1857	0.0448	0.0337	-0.2036	-0.1123
AEn	长兴(19)	嵊州(20)	兰溪(21)	义乌(22)	永康(23)	武义(24)	青田(25)	缙云(26)	遂昌(27)
AEn-c	0.0441	0.3005	0.1539	0.1442	-0.0643	0.1098	-0.0759	0.0381	0.1495

3.3 结果分析

回归模型单个变量的 t 检验和模型豪斯曼检验、Wald 检验均在 5%置信水平下显著，说明拟合模型式 (5) 在统计学意义上显著，可以真实反映各变量之间的关系。

消费增长与经济增长呈正相关关系，相关系数为+0.55，每 1 个百分点的经济增长会带动 0.55 个百分点的消费增长，经济增长对地区消费增长有较强的影响力。

现实财富与消费呈现正相关关系，相关系数为+0.32。每 1 个百分点现实财富增加带动 0.32 个百分点的消费增长，财富增加对消费增长的影响力依然较强。

城镇化率与消费增长呈现正相关关系，相关系数为+0.19。城镇化率每增加 1 个百分点，带动 0.19 个百分点消费增长 (其对消费增长的作用次于经济增长和现实财富增长)。

城乡收入差距与消费增长呈现负相关关系，相关系数为-0.13。城乡收入差距每缩小 1 个百分点会提高消费 0.13 个百分点的增长。这个结论与樊纲等人的研究结论一致。

霍尔消费函数的 g 值 $(-0.5295 + AE_{n-c}) D_h < 0$ 。消费惯性或消费增长趋势在逐年走低 (趋弱)。进一步分析图 1 中 “ AE_{n-c} ” 分布情况，以杭州为中心点、以 100km 为半径画圆，可见，圈内杭嘉湖绍四个地区各县 $AE_{n-c} < 0$ ，而其他地区 ($> 100\text{km}$) 各县 $AE_{n-c} > 0$ 。值得关注的是：100km ~ 高速公路限速 120km/h。

表7 浙江省各地区与杭州市之间的距离

Tab.7 The distance between Hangzhou and each area in Zhejiang Province

地区	绍兴	湖州	嘉兴	宁波	金华	台州	丽水	温州
距杭州/km	63	81	93	149	172	323	313	449

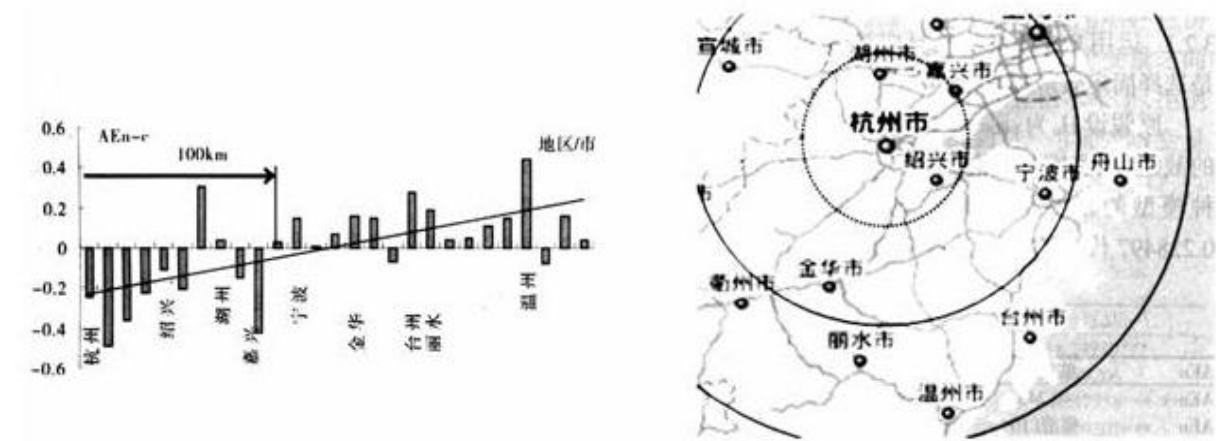


图1 浙江省各地区 AE_{n-c} 分布图

Fig.1 The AE_{n-c} values of the areas in Zhejiang Province

4 结论和政策启示

通过上面的分析和实证检验可以得出以下主要结论：

研究推论得到的最优模型为随机效应模型，说明浙江省各县之间消费增长机制并无显著差异。分析原因，与浙江省内便利的高速交通网络和以杭州为中心的“1 小时经济圈”有关。这种便利的交通网络有助于消除县域经济差异、消除了居民消费习惯差异^[19-20]。

模型各参数估计在统计学意义上显著，证实在一个较短的观察期(5 年)内，城镇化进程带动了浙江省县域经济中社会零售商品消费总额的增长，贡献度为 19%。浙江的经验证实，提高城镇化率可以在短期内促进地区的消费增长，从而拉动内需，促进地区的经济持续发展。

相反，城乡收入差距对消费增长有抑制作用，其贡献率为-13%。这是一个不可忽略的因素，表明：如果只注重城市发展，忽视农村建设，那么，不断加大的城乡差距收入会拖累整个地区消费增长和经济发展。

代表消费惯性和消费增长趋势的 $g < 0$ ，表明近 5 年来，浙江省各县消费增长率呈现逐年下降趋势，

居民消费动力不足，但是，程度上存在地区差异。以杭州市区为中心，100km 为界(高速限速 120km/h)，100km 以内的杭嘉湖绍地区各县消费惯性明显低于全省平均水平(图 1)；100km 以外地区各县消费惯性大于全省平均水平。分析原因，便利的交通会导致杭州周边(100km 以内)的各县居民消费者倾向于选择消费环境更好、消费品更丰富的杭州市完成，1 小时经济圈积聚效应在消费者行为上充分显现。

本研究给出的政策启示是：

第一，从省域经济层面看，浙江省交通便利、医疗和养老政策统一的制度机制，以及较为均衡的地区经济布局消除了不同地区消费者习惯差异，为各县居民有较高的消费倾向奠定了良好的基础。通过城镇化进程推动消费增长是一条有效的途径。

第二，从县域经济层面看，各县消费增长趋势存在较大差异。杭州市周边县级市消费增长趋势下降较快。一方面说明，杭州城区消费环境、商品品种和质量好于县城，在交通便利情况下，县城居民会选择在杭州城区完成消费行为。另一方面也说明，一个较周边城镇高度发达的中心城市会蚕食一部分周边城镇消费能力。在这方面，县级政府要有清楚的认识，制定应对措施。

本研究结论证实，在浙江省这样一个经济相对发达的地区，近 5 年，提高城镇化率、缩小城乡收入差距是推动地区消费增长的有效举措，且短期收效明显。因此，作为其他经济发达或次发达省份，“提高城市化率、缩小城乡差距”可以作为地方政府的一个短期政策支撑点，在十二五期间，达到扩大内需消费，实现经济稳步增长的目标。

参考文献：

[1]迟福林. 走向消费主导的中国经济转型与改革战略[J]. 经济社会体制比较, 2012, 162(4): 1-13.

[2]吴浙. 城市化—中国经济保持中长期发展的重要源泉[J]. 南开经济研究, 2000(3): 12-16.

[3]刘传明. 城市综合交通可达性演变及其与经济发展协调度分析[J]. 经济地理, 2011, 31(12): 2011-2033.

-
- [4]谢晶晶. 城市化对投资和消费需求的拉动效应分析[J]. 改革与战略, 2004(3): 12-15.
- [5]邹红. 劳动收入份额、城乡收入差距与中国居民消费[J]. 经济理论与经济管理, 2011(2): 45-55.
- [6]Andreas Fuster, Paul S Willen. Insuring Consumption Using Income-Linked Assets[J]. Review of Finance, 2011(15): 835-873.
- [7]Davide Gualerzi. Towards a Theory of the Consumption-Growth Relationship[J]. Review of Political Economy, 2012, 24(1): 33-50.
- [8]王子敏. 我国城市化与城乡收入差距关系再检验[J]. 经济地理, 2011, 31(8): 1 389-1 293.
- [9]樊纲, 王小鲁. 消费条件模型和各地区消费条件指数[J]. 经济研究, 2004(1): 13-21.
- [10]程开明, 李金昌. 城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(7): 45-50.
- [11]毛其淋. 经济开放、城市化水平与城乡收入差距—基于中国省际面板数据的经验研究[J]. 浙江社会科学, 2011(1): 11-22.
- [12]鲁晓东. 收入分配、有效要素禀赋与贸易开放度—基于中国省际面板数据的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(4): 22-26.
- [13]陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [14]樊秀峰, 周文博. 服务业与经济增长和居民收入的动态关系研究[J]. 经济问题, 2011(11): 10-13.
- [15]刘艺容. 中国城市化水平与消费增长的实证分析[J]. 湖南社会科学, 2008(2): 99-103.
- [16]方福前. 城乡居民不同收入边际消费倾向及变动趋势分析[J]. 财贸经济, 2011(4): 22-30.
- [17]邓淇中, 王克喜. 长江流域城镇居民过渡消费敏感性的实证分析[J]. 技术经济与管理研究, 2009(6): 132-135.
- [18]张晓峒. Eviews 使用指南和案例[M]. 北京: 机械工业出版社, 2006.
- [19]柳思维. 公路基础设施对中部地区城镇化贡献的空间计量分析[J]. 经济地理, 2011, 31(2): 237-241.
- [20]张明斗. 城市化效率的时空测度与省际差异研究[J]. 经济地理, 2012, 32(10): 32-48.