doi:10.6043/j.issn.0438-0479.201704014

**不同贝龄“金蛎1号”福建牡蛎数量性状的相关性和通径分析**

巫旗生，宁岳，曾志南\*，祁剑飞，郭香，贾圆圆

（福建省水产研究所，福建省海洋生物增养殖与高值化利用重点实验室，福建省海洋生物资源开发利用协同创新中心，福建 厦门[[1]](#footnote-2) 361013）

**摘要：**随机选取1~4龄“金蛎1号”福建牡蛎（*Crassostrea angulata*）各50个个体，分别测量壳长、壳高、壳宽、体质量、肉质量（即软体部重量）共5个数量性状。采用相关分析和通径分析的方法分别计算了不同贝龄对体质量和肉质量的通径系数和决定系数。相关分析结果显示，除3龄群体中壳高和体质量相关系数最大外，其他贝龄群体均是体质量和肉质量的相关系数最大(*P*<0.05)。根据多元回归分析结果，对2个质量性状分别建立了不同贝龄组的8个多元回归方程。通径分析结果表明，1~2龄群体中影响体质量的主要因素为壳宽，3~4龄群体则为壳高；各贝龄群体中影响肉质量的主要因素均为壳宽和体质量。决定系数分析结果与通径分析结果相一致。本研究结果为福建牡蛎人工选育工作的开展提供了基础资料。

**关键词：**福建牡蛎；“金蛎1号”；数量性状；相关系数；决定系数；通径分析

**中图分类号：**S917  **文献标志码：**A

福建牡蛎（*Crassostrea angulata*）隶属软体动物门（Mollusca），双壳纲（Bivalvia），珍珠贝目（Pterioida），牡蛎科（Ostreidae），巨蛎属（*Crassostrea*），是一种重要的海洋生物资源。2015年中国牡蛎养殖面积14.15×104 hm2，养殖产量457.34×104 t，养殖面积和产量均位居全球之首；其中福建牡蛎养殖面积3.77×104 hm2，占全国的26.62%，养殖产量165.96×104 t，占全国的36.29%[1]。福建牡蛎作为重要的牡蛎养殖品种之一，但对其进行系统有效的育种研究很少，且未采取相应的种质管理措施，长期人工育苗导致近交衰退、种质资源退化严重[2]。形态性状和质量性状作为其重要经济性状，是选择育种和人工育苗工作的重要基础指标[3-4]。因此，研究形态性状和质量性状之间的关系，明确影响质量性状的主要指标，对于开展海水贝类人工选育工作具有重要意义。多元回归分析和通径分析作为研究海水贝类形态性状和质量性状之间关系的主要方法，在栉孔扇贝（*Chlamys farreri*）[5]、华贵栉孔扇贝（*Chlamys nobilis*）[6-7]、虾夷扇贝（*Patinopecten yessoensis*）[8-10]、菲律宾蛤仔（*Ruditapes philippinarum*）[11-12]、四角蛤蜊（*Mactra veneriformis*）[13-14]、中国蛤蜊（*Mactra chinensis*）[15]、青蛤（*Cyclina sinensis*）[16]、日本镜蛤（*Dosinia japonica*）[17]等海水贝类选择育种上有指导作用。有关牡蛎形态性状和质量性状关系研究方面，Toro等[18-19]对欧洲牡蛎（*Ostrea edulis*）和智利牡蛎（*Ostrea chilensis*）的壳长、壳高和体质量之间关系进行了分析；林清等[20]、肖述等[21]、孙泽伟等[22]分别对香港巨牡蛎（*Crassostrea hongkongensis*）、太平洋牡蛎（*Crassostrea gigas*）、福建牡蛎和近江牡蛎（*Crassostrea rivularis*）进行了数量性状比较分析。

“金蛎1号”[23-24]福建牡蛎是福建省水产研究所贝类遗传育种与养殖团队自2010年开始以贝壳黄色和生长速度（体质量）作为选育目标，采用群体选育方法培育的一种牡蛎新品种（品种登记号：GS-01-008-2016），至2015年已成功选育到第6代。本实验以1~4龄“金蛎1号”福建牡蛎选育群体为研究对象，将不同贝龄群体的形态性状和质量性状进行相关分析、通径分析和多元回归分析，获得了影响不同贝龄群体质量性状的主要形态性状，建立了不同贝龄群体形态性状和质量性状间的最优回归方程，分析了保留性状对质量性状的通径系数和决定程度，为“金蛎1号”福建牡蛎人工选育工作的开展提供了基础资料。

**1 材料****与方法**

**1.1 材料来源**

2015年6月从石狮深沪湾牡蛎活体种质资源库随机选取1~4龄“金蛎1号”福建牡蛎各50个个体，清除贝体表面附着物，清洗干净后运回实验室进行数量性状测量。

**1.2 测量方法**

用游标卡尺测量“金蛎1号”的壳长（SL）、壳高（SH）、壳宽（SW），精确到0.02 mm；用纱布吸干表面水分后，用电子天平称量体质量（TW）和肉质量（MW），精确到0.01 g。

**1.3 数据分析**

用Excel 2010软件对“金蛎1号”福建牡蛎各数量性状测定结果进行整理，计算出各性状的平均值、标准差以及变异系数，初步获得各数量性状的表型参数统计量。参照Huo等[11]和杜家菊等[25]的方法，用SPSS 19.0软件对所测各数量性状进行简单相关分析，并计算出各形态性状对体质量和肉质量的通径分析和决定系数。采用逐步回归法剔除偏回归系数不显著的数量性状，保留偏回归系数显著的数量性状，对体质量和肉质量建立最优多元回归方程。

**2 结果与分析**

**2.1 数量性状参数的统计分析**

1~4龄福建牡蛎各数量性状表型参数统计结果见表1。1龄SW和TW的变异系数均大于其他贝龄，分别为17.68%和23.16%；3龄SH的变异系数最大，为10.16%；4龄SL的变异系数最大，为12.35%；2龄数量性状变异系数均小于其他贝龄。各贝龄MW的变异系数均最大，其次是TW，壳高最小。变异系数作为人工选育的参考依据，变异系数越大时选择的潜力也越大，可见福建牡蛎的质量性状对比形态性状仍有较大的选择潜力。

表1 1~4龄福建牡蛎5个数量性状的表型参数

Tab.1 Phenotypic parameters of five quantitative traits in *C. angulate* of 1~4 year-old stages

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表型参数 | 1龄 | | 2龄 | | 3龄 | | 4龄 | |
| 平均值±标准差 | 变异系数/% | 平均值±标准差 | 变异系数/% | 平均值±标准差 | 变异系数/% | 平均值±标准差 | 变异系数/% |
| SH/cm | 8.91±0.87 | 9.79 | 10.82±0.91 | 8.43 | 12.03±1.22 | 10.16 | 12.59±1.11 | 8.79 |
| SL/cm | 5.33±0.61 | 11.49 | 6.07±0.54 | 8.82 | 6.48±0.69 | 10.73 | 6.39±0.79 | 12.35 |
| SW/cm | 3.43±0.61 | 17.68 | 3.85±0.52 | 13.42 | 4.17±0.56 | 13.44 | 4.63±0.66 | 14.31 |
| TW/g | 69.72±16.15 | 23.16 | 120.98±18.48 | 15.27 | 182.25±35.30 | 19.37 | 211.69±39.80 | 18.80 |
| MW/g | 9.56±2.51 | 26.29 | 13.91±2.39 | 17.15 | 16.81±4.79 | 28.52 | 17.40±4.86 | 27.93 |

**2.2 数量性状间的相关分析**

1~4龄福建牡蛎各数量性状间的相关系数见表2。1龄群体除SW和MW之间呈不显著性相关(*p*>0.05)外，其他各数量性状间均呈显著性相关(*p*<0.05)，其中TW和MW相关系数最大，为0.687；2龄群体除TW与SL、SW之间和MW与SW、TW之间呈显著性相关(*p*<0.05)外，其他各数量性状间均呈不显著性相关(*p*>0.05)，其中TW和MW相关系数最大，为0.539；3龄群体除SH与SW之间和MW与SH、SL、TW之间呈不显著性相关(*p*>0.05)外，其他各数量性状间均呈显著性相关(*p*<0.05)，其中SH和TW相关系数最大，为0.652；4龄群体除TW与SH、SW之间和MW与SH、TW之间呈显著性相关(*p*<0.05)外，其他各数量性状间均呈不显著性相关(*p*>0.05)，其中TW和MW相关系数最大，为0.549。结果显示，1龄群体与TW相关性最大的为SL，2龄群体为SW，3~4群体则为SH；除3龄群体SW与MW相关性最大外，其他群体均为TW。

表2 数量性状间表型相关系数

Tab.2 The phenotype correlation coefficients among the quantitative traits

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | SH | SL | SW | TW | MW |
| 1龄 | SH | 1 | 0.332\* | －0.338\* | 0.312\* | 0.433\*\* |
| SL |  | 1 | 0.309\* | 0.680\*\* | 0.383\*\* |
| SW |  |  | 1 | 0.594\*\* | 0.219 |
| TW |  |  |  | 1 | 0.687\*\* |
| MW |  |  |  |  | 1 |
| 2龄 | SH | 1 | －0.048 | －0.238 | 0.274 | 0.078 |
| SL |  | 1 | 0.161 | 0.347\* | 0.305\* |
| SW |  |  | 1 | 0.471\*\* | 0.205 |
| TW |  |  |  | 1 | 0.539\*\* |
| MW |  |  |  |  | 1 |
| 3龄 | SH | 1 | 0.287\* | －0.067 | 0.652\*\* | －0.239 |
| SL |  | 1 | 0.334\* | 0.642\*\* | 0.252 |
| SW |  |  | 1 | 0.473\*\* | 0.288\* |
| TW |  |  |  | 1 | 0.157 |
| MW |  |  |  |  | 1 |
| 4龄 | SH | 1 | －0.036 | 0.004 | 0.534\*\* | 0.468\*\* |
| SL |  | 1 | 0.017 | 0.261 | 0.313\* |
| SW |  |  | 1 | 0.408\*\* | 0.108 |
| TW |  |  |  | 1 | 0.549\*\* |
| MW |  |  |  |  | 1 |

注：\*.相关系数达到显著水平(*P*＜0.05)，\*\*.相关系数均达到极显著水平(*P*＜0.01)，下同。

**2.3 形态性状对质量性状的回归分析**

**2.3.1 对体质量的回归分析**

运用逐步回归分析法对1~4龄福建牡蛎体质量进行分析，剔除未达到显著性水平的数量性状（表3）。在TW的回归分析中，2龄群体剔除了SL，3龄群体剔除了MW，4龄群体剔除了SL，得到1~4龄福建牡蛎数量性状对TW的多元回归方程：

1龄：TW=－77.372+2.347 MW+12.999 SW+ 8.404 SL+ 3.955 SH，*R*2=0.824；

2龄：TW=－66.002+3.218 MW+16.803 SW+ 7.166 SH，*R*2=0.543；

3龄：TW=－236.534+16.755 SH +25.031 SW+ 17.414 SL，*R*2=0.786；

4龄：TW=－109.480+2.722 MW +22.273 SW+ 13.552 SH，*R*2=0.535。

表3 各性状对体质量的回归分析

Tab.3 Regression analysis of traits on total weight

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | 偏回归系数 | 标准误差 | *t*统计量 | *P*值 |
| 1龄 | 常量 | －77.372 | 15.315 | －5.052 | 0.000 |
| MW | 2.347 | 0.495 | 4.740 | 0.000 |
| SW | 12.999 | 2.142 | 6.069 | 0.000 |
| SL | 8.404 | 1.990 | 4.224 | 0.000 |
| SH | 3.955 | 1.593 | 2.483 | 0.017 |
| 2龄 | 常量 | －66.002 | 29.722 | －2.221 | 0.031 |
| MW | 3.218 | 0.796 | 4.043 | 0.000 |
| SW | 16.803 | 3.775 | 4.451 | 0.000 |
| SH | 7.166 | 2.099 | 3.414 | 0.001 |
| 3龄 | 常量 | －236.534 | 32.303 | －7.322 | 0.000 |
|  | SH | 16.755 | 2.089 | 8.022 | 0.000 |
|  | SW | 25.031 | 4.628 | 5.408 | 0.000 |
|  | SL | 17.414 | 3.890 | 4.476 | 0.000 |
| 4龄 | 常量 | －109.480 | 54.679 | －2.002 | 0.041 |
|  | MW | 2.722 | 0.938 | 2.901 | 0.006 |
|  | SW | 22.273 | 6.082 | 3.662 | 0.001 |
|  | SH | 13.552 | 4.099 | 3.306 | 0.002 |

**2.3.2 对肉质量的回归分析**

1~4龄福建牡蛎对MW的回归分析结果见表4。在MW的回归分析中剔除了未达到显著性水平的数量性状后，1龄群体保留了TW和SL，2龄和4龄群体保留了TW，3龄群体保留了SW，得到1~4龄福建牡蛎数量性状对MW的多元回归方程：

1龄：MW=4.378+0.134 TW－1.212 SW，*R*2=0.527；

2龄：MW=5.487+0.070 TW，*R*2=0.291；

3龄：MW=6.547+2.459SW，*R*2=0.083；

4龄：MW=3.212+0.067TW，*R*2=0.301。

表4 各性状对肉质量的回归分析

Tab.4 Regression analysis of traits on meat weight

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | 偏回归系数 | 标准误差 | *t*统计量 | *P*值 |
| 1龄 | 常量 | 4.378 | 1.478 | 2.962 | 0.005 |
| TW | 0.134 | 0.019 | 6.902 | 0.000 |
| SW | －1.212 | 0.517 | －2.345 | 0.023 |
| 2龄 | 常量 | 5.487 | 1.921 | 2.856 | 0.006 |
| TW | 0.070 | 0.016 | 4.437 | 0.000 |
| 3龄 | 常量 | 6.547 | 4.974 | 1.316 | 0.194 |
| SW | 2.459 | 1.182 | 2.081 | 0.043 |
| 4龄 | 常量 | 3.212 | 3.173 | 1.012 | 0.317 |
| TW | 0.067 | 0.015 | 4.548 | 0.000 |

**2.4 形态性状对质量性状的通径分析**

**2.4.1 对体质量的通径分析**

在回归分析基础上，剔除未达到显著水平的性状(*p*>0.05)，分析得到各性状对质量性状的直接作用（通径系数）和间接作用（间接通径系数）。表5显示：1龄群体中SW对TW的直接作用（0.488）大于SH、SL和MW，SH通过MW对TW的间接作用（0.158）最大；2龄群体中SW对TW的直接作用（0.470）大于SH和MW，MW通过SW对TW的间接作用（0.096）最大；3龄群体中SH对TW的直接作用（0.580）大于SL和SW，SL通过SH对TW的间接作用（0.166）最大；4龄群体中SH对TW的直接作用（0.377）大于SW和MW，MW通过SH对TW的间接作用（0.177）最大。结果表明，1~2龄群体中影响TW的主要因素为SW，3~4龄群体则为SH。

表5 各性状对体质量的通径分析

Tab.5 Path analysis of traits on total weight

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | 相关系数 | 直接作用 | 间接作用 | | | | |
| 总和 | SH | SL | SW | MW |
| 1龄 | SH | 0.312\* | 0.214 | 0.098 |  | 0.105 | －0.165 | 0.158 |
| SL | 0.680\*\* | 0.319 | 0.361 | 0.071 |  | 0.151 | 0.139 |
| SW | 0.594\*\* | 0.488 | 0.106 | －0.072 | 0.099 |  | 0.080 |
| MW | 0.687\*\* | 0.365 | 0.322 | 0.093 | 0.122 | 0.107 |  |
| 2龄 | SH | 0.274 | 0.354 | －0.089 |  | （－0.009） | －0.112 | 0.032 |
| （SL） | 0.347\* | 0.181 | （0.186） | （－0.017） |  | （0.076） | （0.127） |
| SW | 0.471\*\* | 0.470 | 0.030 | －0.084 | （0.029） |  | 0.085 |
| MW | 0.539\*\* | 0.416 | 0.178 | 0.027 | （0.055） | 0.096 |  |
| 3龄 | SH | 0.652\*\* | 0.580 | 0.044 |  | 0.098 | －0.026 | （－0.028） |
| SL | 0.642\*\* | 0.343 | 0.328 | 0.166 |  | 0.133 | （0.029） |
| SW | 0.473\*\* | 0.398 | 0.109 | －0.039 | 0.114 |  | （0.034） |
| （MW） | 0.157 | 0.117 | （0.062） | （－0.139） | （0.086） | （0.115） |  |
| 4龄 | SH | 0.534\*\* | 0.377 | 0.150 |  | （－0.007） | 0.002 | 0.155 |
| （SL） | 0.261 | 0.191 | （0.096） | （－0.014） |  | （0.006） | （0.104） |
| SW | 0.408\*\* | 0.371 | 0.040 | 0.001 | （0.003） |  | 0.036 |
| MW | 0.549\*\* | 0.332 | 0.277 | 0.177 | （0.060） | 0.040 |  |

注: 括号中的性状是在回归中被剔除的性状，无回归统计意义，下同。

**2.4.2 对肉质量的通径分析**

表6显示：1龄群体中TW对MW的直接作用（0.861）大于SW，SW通过TW对MW的间接作用（0.512）最大；2~4龄群体中在剔除未达到显著水平的性状(*p*>0.05)后，都只保留1个对MW起直接作用的性状，分别为TW（0.539）、SW（0.288）和TW（0.549）。结果表明，1~4龄群体中影响MW的主要因素为SW和TW。

表6 各性状对肉质量的通径分析

Tab.6 Path analysis of traits on meat weight

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | 相关系数 | 直接作用 | 间接作用 | | | | |
| 总和 | SH | SL | SW | TW |
| 1龄 | （SH） | 0.433\*\* | 0.136 | （0.297） |  | （－0.071） | （0.099） | （0.269） |
| （SL） | 0.383\*\* | －0.215 | （0.539） | （0.045） |  | （－0.091） | （0.585） |
| SW | 0.219 | －0.293 | 0.400 | （－0.046） | （－0.066） |  | 0.512 |
| TW | 0.687\*\* | 0.861 | －0.278 | （0.042） | （－0.146） | －0.174 |  |
| 2龄 | （SH） | 0.078 | －0.076 | （0.157） |  | （－0.006） | （0.015） | （0.148） |
| （SL） | 0.305\* | 0.134 | （0.181） | （0.004） |  | （－0.010） | （0.187） |
| （SW） | 0.205 | －0.063 | （0.294） | （0.018） | （0.022） |  | （0.254） |
| TW | 0.539\*\* | 0.539 | （－0.005） | （－0.021） | （0.046） | （－0.030） |  |
| 3龄 | （SH） | －0.239 | －0.220 | （0.049） |  | （0.050） | （－0.019） | （0.018） |
| （SL） | 0.252 | 0.175 | （0.050） | （－0.063） |  | （0.096） | （0.017） |
| SW | 0.288\* | 0.288 | （0.086） | （0.015） | （0.058） |  | （0.013） |
| （TW） | 0.157 | 0.027 | （0.105） | （－0.143） | （0.112） | （0.136） |  |
| 4龄 | （SH） | 0.468\*\* | 0.245 | （0.285） |  | （－0.007） | （－0.001） | （0.293） |
| （SL） | 0.313\* | 0.182 | （0.132） | （－0.009） |  | （－0.002） | （0.143） |
| （SW） | 0.108 | －0.140 | （0.228） | （0.001） | （0.003） |  | （0.224） |
| TW | 0.549\*\* | 0.549 | （0.122） | （0.131） | （0.048） | （－0.057） |  |

**2.5 形态性状对质量性状的决定程度分析**

**2.5.1 对体质量的决定程度分析**

计算各性状对质量性状的决定系数，结果如表7所示。表7对角线上列出每个性状对TW单独的决定系数，对角线上方列出两两性状对TW间接产生的决定系数。从表7显示，1~2龄群体中对TW直接决定系数最大的是SW，分别为0.238、0.221，3~4龄群体中最大的是SH，分别为0.336、0.142，这与通径分析结果相符。1~4龄群体中各性状对TW的总的决定系数分别为0.824、0.543、0.786、0.535，与回归方程的相关指数*R*2数值相等，表明本实验所分析性状是影响TW的主要性状。

表7 各性状对体质量的决定系数

Tab.7 Determination coefficient of traits on total weight

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | SH | SL | SW | MW |
| 1龄 | SH | 0.046 | 0.045 | －0.071 | 0.068 |
| SL |  | 0.102 | 0.096 | 0.089 |
| SW |  |  | 0.238 | 0.078 |
| MW |  |  |  | 0.133 |
| 2龄 | SH | 0.125 | （－0.006） | －0.079 | 0.023 |
| （SL） |  | （0.033） | （0.027） | （0.046） |
| SW |  |  | 0.221 | 0.080 |
| MW |  |  |  | 0.173 |
| 3龄 | SH | 0.336 | 0.114 | －0.031 | （－0.032） |
| SL |  | 0.118 | 0.091 | （0.020） |
| SW |  |  | 0.158 | （0.027） |
| （MW） |  |  |  | （0.014） |
| 4龄 | SH | 0.142 | （－0.005） | 0.001 | 0.117 |
| （SL） |  | （0.036） | （0.002） | （0.040） |
| SW |  |  | 0.138 | 0.027 |
| MW |  |  |  | 0.110 |

**2.5.2 对肉质量的决定程度分析**

各性状对MW的决定程度分析见表8。1龄群体中TW（0.741）对MW直接决定系数大于SW（0.086），2~4龄群体中在剔除未达到显著水平的性状(*p*>0.05)后，都只保留1个性状，分别为TW（0.291）、SW（0.083）和TW（0.301），这与通径分析结果相符。1~4龄群体中各性状对MW的总的决定系数分别为0.527、0.291、0.083、0.301，与回归方程的相关指数*R*2数值相等。

表8 各性状对肉质量的决定系数

Tab.8 Determination coefficient of traits on meat weight

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贝龄 | 参数 | SH | SL | SW | TW |
| 1龄 | （SH） | （0.018） | （－0.019） | （0.027） | （0.073） |
| （SL） |  | （0.046） | （0.039） | （－0.252） |
| SW |  |  | 0.086 | －0.300 |
| TW |  |  |  | 0.741 |
| 2龄 | （SH） | （0.006） | （0.001） | （－0.002） | （－0.022） |
| （SL） |  | （0.018） | （－0.003） | （0.050） |
| （SW） |  |  | （0.004） | （－0.032） |
| TW |  |  |  | 0.291 |
| 3龄 | （SH） | （0.048） | （－0.022） | （0.008） | （－0.008） |
| （SL） |  | （0.031） | （0.034） | （0.006） |
| SW |  |  | 0.083 | （0.007） |
| （TW） |  |  |  | （0.001） |
| 4龄 | （SH） | （0.060） | （－0.003） | （－0.000） | （0.144） |
| （SL） |  | （0.033） | （－0.001） | （0.052） |
| （SW） |  |  | （0.020） | （－0.063） |
| TW |  |  |  | 0.301 |

**3**  **讨论**

质量性状（体质量、肉质量等）是开展双壳贝类人工选育的重要经济性状指标，通过形态性状与质量性状的通径分析，找出与质量性状紧密相关的形态性状，对于开展人工繁育和科学优化人工育种方案具有重要现实意义，从而获得双壳贝类经济性状的改良[13,26-27]。采用多元回归分析评估形态性状与质量性状的关系及其直接和间接影响的效果作为指导水产动物人工选育的有效方法之一，目前已广泛应用于各种水产动物的选育过程中[10,12-13,28-31]。安丽等[30]分析了第II代“黄海1号”中国明对虾（*Fenneropenaeus chinensis*）形态性状对体质量的影响，进而为“黄海1号”选育工作的开展提供理论指导。区又君等[31]探讨了卵形鲳鲹（*Trachinotus ovatus*）不同月龄选育群体主要形态性状对体质量的影响，为卵形鲳鲹选择育种提供了必要的技术参数。本研究采用多元回归分析和通径分析方法，分析了不同贝龄“金蛎1号”福建牡蛎选育群体形态性状和质量性状之间相关性，找到了影响不同贝龄“金蛎1号”福建牡蛎体质量和肉质量的主要性状，为“金蛎1号” 福建牡蛎人工选育工作的进一步开展提供基础资料。

在数量性状的通径分析中，当相关指数*R*2或总的决定系数大于或等于0.85时，一般可以确定影响依变量的主要自变量。本研究中形态性状对TW的相关指数（0.535~0.824）均略低于0.85，表明除了本研究分析的形态性状（SL、SW、SH）对质量性状（TW、MW）有影响外，可能存在其它因素影响着质量性状。林清等[20]对福建牡蛎和太平洋牡蛎、肖述等[21]对香港巨牡蛎及孙泽伟等[22]对近江牡蛎的通径分析中得到了相似结果，这可能与实验所测牡蛎均来源于人工养殖群体有关。本研究中“金蛎1号”福建牡蛎是以生长速度（TW）作为选育目标，经过多代人工选育，且采取单体养殖模式，养殖过程中进行了人为筛选，从而导致个体间的相似性较高。本研究中MW相关指数（0.083~0.5270）明显低于0.85，表明形态性状（SL、SW、SH）和TW不是影响MW的最主要因素，MW的大小可能主要与软体部性腺发育程度密切相关，受到自然环境影响较大。闫喜武等[14]对四角蛤蜊和Huo等[11]对菲律宾蛤仔的研究中也发现类似情况，且都认为性腺重量是影响软体部质量的主要因素。

不同贝龄福建牡蛎的通径分析结果与其它双壳贝类研究结果有所区别。Huo等[11]对不同年龄菲律宾蛤仔的通径分析结果表明，影响1龄菲律宾蛤仔活体重的主要因素为壳高；在2~3龄菲律宾蛤仔群体中，影响活体重的主要因素为壳宽，影响软体质量的则为壳长。杜美荣等[32-33]对不同年龄栉孔扇贝的分析结果显示，影响1龄扇贝湿重的主要因素为壳长，2龄扇贝为壳高。李莉[34]等对1~3龄毛蚶（*Scapharca kagoshimensis*）的研究结果表明，影响1龄毛蚶体质量的主要因素为壳长，2龄为壳长和壳宽，3龄为壳宽。本研究结果表明，1~2龄群体中影响TW的主要因素为SW，3~4龄群体则为SH，影响MW的主要因素为SW和TW。不同种类的双壳贝类遗传背景和形态特征均不相同，且其生活习性和环境都有差别，因而通径分析结果也有所不同。

因此，今后对“金蛎1号”福建牡蛎进一步人工选育中，应依据不同贝龄调整育种策略，从而选择最佳目标性状。以提高TW为选育目标时，1~2龄群体应加强对SW的协同选择，3~4龄群体则应加强对SH的协同选择；以MW为选育目标时，1龄群体应加强对SW和TW的协同选择，2龄群体为TW，3龄群体为SW，4龄为TW。

**参考文献：**

[1] 农业部渔业局，中国渔业统计年鉴2016[M].北京：中国农业出版社, 2016.

[2] 曾志南，宁岳，林向阳，等. 福建牡蛎养殖业发展现状与对策[J]. 海洋科学, 2011, 35(9): 112-118.

[3] 王成东，聂洪涛，鹿瑶，等. 薄片镜蛤野生群体主要经济性状间的相关性及通径分析[J]. 大连海洋大学学报, 2015, 30(4): 380-385.

[4] WRIGHT S. Evolution and the genetics of populations, Volume 3: Experimental results and evolutionary deductions [D]. Chicago: University of Chicago Press, 1977.

[5] 刘小林，常亚青，相建海. 栉孔扇贝壳尺寸性状对活体重的影响效果分析[J]. 海洋与湖沼, 2002, 33(6): 673-678.

[6] 刘文广，林坚士，何毛贤. 不同贝龄华贵栉孔扇贝数量性状的通径分析[J]. 南方水产科学, 2012, 8(1): 43-48.

[7] 刘志刚，章启忠，王辉. 华贵栉孔扇贝主要经济性状对闭壳肌重的影响效果分析[J]. 热带海洋学报, 2009, 28(1): 61-66.

[8] 张存善，常亚青，曹学彬，等. 虾夷扇贝体形性状对软体重和闭壳肌重的影响效果分析[J]. 水产学报, 2009, 33(1): 87-94.

[9] 常亚青，张存善，曹学彬，等. 1龄虾夷扇贝形态性状对重量性状的影响效果分析[J]. 大连水产学院学报, 2008, 23 (5): 330-334.

[10] 赵 鹏，丁君，常亚青，等. 两种壳色虾夷扇贝壳体尺性状对活体重影响效果的分析[J]. 大连海洋大学学报, 2011, 26(1): 1-5.

[11] HUO Z M, YAN X W, ZHAO L Q, et al. Effects of shell morphological traits on the weight traits of Manila clam ( *Ruditapes philippinarum*) [J]. Acta Ecologica Sinica, 2010, 30: 251-256．

[12] 刘辉，张兴志，鹿瑶，等. 菲律宾蛤仔橙色品系壳形态性状对质量性状的通径及多元回归分析[J]. 大连海洋大学学报, 2015, 30(5): 514-518.

[13] 郭文学，闫喜武，马贵范，等. 两种四角蛤蜊(*Mactra veneriformis*)壳内色品系选育初探[J]. 海洋与湖沼, 2012, 43(2): 262-267.

[14] 闫喜武，王琰，郭文学，等. 四角蛤蜊形态性状对重量性状的影响效果分析[J]. 水产学报, 2011, 35(10): 1513-1518.

[15] 郭文学，闫喜武，肖露阳，等. 中国蛤蜊壳形态性状对体质量性状的影响[J]. 大连海洋大学学报, 2013, 28(1): 49-54.

[16] 高玮玮，袁媛，潘宝平，等. 青蛤(*Cyclina sinensis*)贝壳形态性状对软体部重的影响分析[J]. 海洋与湖沼, 2009, 40(2): 166-169.

[17] 张伟杰，常亚青，丁君，等. 日本镜蛤(*Dosinia japonica* Reeve)壳尺寸与重量性状的相关与回归分析[J]. 海洋与湖沼, 2013, 44(3): 796-800.

[18] TORO J E, NEWKIK G F. Divergent selection for growth rate in the European oyster *Ostrea edulis*: response to selection and estimation of genetic parameters[J]. Marine Ecology Progress Series, 1990, 62(3): 219-227.

[19] TORO J E, AGUILA P, VERGARA A M. Spatial variation in response to selection for live weight and shell length from data on individually tagged Chilean native oysters (*Ostrea chilensis* Philippi,1845) [J]. Aquaculture, 1996, 146(1/2): 27-36.

[20] 林清，王亚骏，王迪文，等. 太平洋牡蛎和葡萄牙牡蛎养殖群体数量性状比较分析[J]. 海洋通报, 2014, 33(1): 106-111.

[21] 肖述，符政君，喻子牛. 香港巨牡蛎雌雄群体的数量性状通径分析[J]. 南方水产科学, 2011, 7(4): 1-9.

[22] 孙泽伟，郑怀平，杨彦鸿，等. 近江牡蛎养殖群体数量性状间的相关及通径分析[J]. 中国农学通报, 2010, 26(6): 332-336.

[23] 农业部渔业渔政管理局.中华人民共和国农业部公告第2515号[EB/OL]. (2017-04-18) [2017-04-24]. http://www.moa.gov.cn/sjzz/yzjzw/tzggyzj/201704/t20170418\_5571160.htm.

[24] 曾志南. 一种贝壳金黄色速长葡萄牙牡蛎新品系的培育方法: ZL 2014 1 0197671.1[P]. 2015-08-26.

[25] 杜家菊，陈志伟. 使用SPSS线性回归实现通径分析的方法[J]. 生物学通报, 2010, 45(2):4-6.

[26] KVINGEDAL R, EVANS B S, LIND C E, et al. Population and family growth response to different rearing location, heritability estimates and genotype×environment interaction in the silver-lip pearl oyster (*Pinctada maxima*)[J]. Aquaculture, 2010, 304(1): 1-6.

[27] WANG H, CHAI X, LIU B. Estimation of genetic parameters for growth traits in cultured clam *Meretrix meretrix* (Bivalvia:Veneridae) using the Bayesian method based on Gibbs sampling[J]. Aquaculture Research, 2011, 42(2): 240-247.

[28] LUO X, KE C H, YOU W W. Estimates of correlations for shell morphological traits on body weight of interspecific hybrid abalone (*Haliotis discus hannai* and *Haliotis gigantea*)[J]. Journal of Shellfish Research, 2013, 32 (1):115-118.

[29] DENG Y W, DU X D, WANG Q H, et al. Correlation and path analysis for growth traits in F1 population of Pearl Oyster *Pinctadamartensii* [J]. Marine Science Bulletin, 2008, 10(2): 68-73.

[30] 安丽，刘萍，李健，等. “黄海1号”中国明对虾形态性状对体质量的影响效果分析[J]. 中国水产科学, 2008, 15(5): 779-786.

[31] 区又君，吉 磊，李加儿，等. 卵形鲳鲹不同月龄选育群体主要形态性状与体质量的相关性分析[J]. 水产学报, 2013, 37(7): 961-969.

[32] 杜美荣，方建光，高亚平，等. 不同贝龄栉孔扇贝数量性状的相关性和通径分析[J]. 水产学报, 2017, 41(4): 580-587.

[33] 杜美荣，王彬，张继红，等. 一龄栉孔扇贝壳长与壳高对湿重的相关性和通径分析[J]. 中国农学通报, 2012, 28(20): 136-139.

[34] 李莉，郑永允，徐科凤，等. 不同贝龄毛蚶壳形态性状对体质量的影响[J]. 海洋科学, 2015, 39(6): 54-58.

**Correlation and Path Analysis of Quantitative Traits of Different-age “Golden Oyster #1” *Crassostrea angulata***

WU Qisheng, NING Yue, ZENG Zhinan\*, QI Jianfei, GUO Xiang, JIA Yuanyuan

(Key Laboratory of Cultivation and High-value Utilization of Marine Organisms in Fujian Province, Fujian Collaborative Innovation Center for Exploitation and Utilization of Marine Biological Resources, Fisheries Research Institute of Fujian, Xiamen 361013, China)

**Abstract:** To study the difference of phenotypic morphological traits of *Crassostrea angulata* at different ages (one to four years old), the shell length (SL), shell height (SH), shell width (SW), total weight (TW) and meat weight (MW) of 50 individuals were measured. The shell morphological traits were used as independent variables, TW and MW used as a dependent variable for the calculation of path coefficients and determinant coefficients by using the correlation analysis and path analysis. The results showed that the correlation coefficients of SH and TW of three-year old population were highest among the three populations with different ages. For other populations (1, 2 and 4 years old stage), the highest correlation coefficients were appeared between SH and TW (*p*<0.05). According to the results of multiple regression analysis, eight regression equations were established for two quality traits of different age groups. The results of path analysis showed that the SW was major factor affecting the total weight of 1~2 age groups, and the major factor for 3~4 age group was SH. The major growth traits affecting the meat weight in 1~4 age group were SW and TW. The determination coefficient analysis result was showed a similar trend with that of path analysis. The results of this study could provide a basis for the further development of artificial breeding of *Crassostrea angulata*.

**Key words:** *Crassostrea angulata*; “Golden Oyster #1”; quantitative trait; correlation coefficient; determination coefficient; path analysis

1. **收稿日期：**2017-04-05 **录用日期：**2017-07-02

   **基金项目：**现代农业产业技术体系建设专项（nycytx-47）；国家科技基础条件平台建设运行项目（2015DKA30470）；福建省种业创新与产业化工程项目（2014s1477-9）

   **\*通信作者：**[xmzzn@sina.com](mailto:xmzzn@sina.com) [↑](#footnote-ref-2)