

顔の再認記憶における年齢バイアスとジェンダーバイアス

○北神慎司¹・山田陽平¹・永井聖剛²

(¹名古屋大学大学院環境学研究科・²産業技術総合研究所)

キーワード: 顔の再認, 年齢バイアス, ジェンダーバイアス

An own-age bias and an own-gender bias in face recognition.

Shinji KITAGAMI¹, Yohei YAMADA¹ and Masayoshi NAGAI²

(¹Graduate School of Environmental Studies, Nagoya University, ²National Institute of Advanced Industrial Science and Technology)

Key words: Face recognition, Own-age bias, Own-gender bias

目的

他人種の顔よりも自分と同じ人種の顔のほうが認識しやすく、記憶しやすいという現象は、白人種バイアス (own-race bias) と呼ばれる (Meissner & Brigham, 2001; Valentine et al., 1995). 白人種バイアス研究は、顔の記憶・認知システムの解明に貢献するだけでなく、応用的には、アメリカをはじめとして、異なる人種が多く存在する国における、目撃証言の信頼性の検討という意義を有するものである。

白人種バイアスに類似した現象として、年齢バイアス (own-gender bias) やジェンダーバイアス (own-gender bias) がある。年齢バイアスについては、Perfect & Moon (2005) のレビュー論文をはじめとして、さまざまな年齢層 (若者, 高齢者, こども) において、自分と同じ年齢層の顔の方が、異なる年齢層の顔よりも記憶成績が良いことが多くの研究で示されている (Anastasi & Rhodes, 2005, 2006 など) また、ジェンダーバイアスについては、研究数はあまり多くないものの、自分と同じ性別の顔の方が、異なる性別の顔よりも記憶成績が良いことが複数の研究で示されている (Rehman & Herlitz, 2007 など)。

しかしながら、個々の研究を詳細に見た場合、研究間で、結果の一貫性が見られないだけでなく、年齢バイアスとジェンダーバイアスの相互作用について、直接検討した研究は存在しない。そこで、本研究では、顔の再認記憶において、年齢バイアスおよびジェンダー・バイアスが示されるかどうかだけでなく、これらのバイアスが相互作用を持つかどうかについても検討することを目的とする。

方法

実験参加者: 大学生 27 名 (男性 16 名, 女性 11 名)。大学生の年齢は、20~22 歳 (つまり、青年層)。

デザイン: 参加者の性別 (男・女) × 顔刺激の性別 (男・女) × 顔刺激の年齢 (青年 (15-24 歳)・壮年 (35-44 歳)・中年 (55-64 歳)) の 3 要因混合計画。参加者の性別のみ、参加者間要因。

刺激: 顔画像 180 枚。ターゲット、ディストラクターともに、性別 × 世代ごとに 15 枚ずつの、それぞれ計 90 枚であった。

手続き: 実験は集団形式で行われた。すべての実験参加者に対して、後にテストがあることは予告せず (偶発学習)、計 90 枚の顔画像を 1 枚につき 3 秒ずつ提示し、それぞれの顔に対して、年齢の推定、特異性、魅力を判断する方向づけ課題を行った。学習終了直後、ターゲット 90 枚とディストラクター 90 枚をランダムな順序で提示し、各画像に対して、新・旧の判断を行う形式の再認テストを行った。

結果と考察

Figure 1 には、参加者ごとに hit 率と FA 率から算出された d' の平均および標準誤差が示されている。 d' について、まず、参加者の性別 × 顔刺激の性別 × 顔刺激の年齢の 3 要因分散分析を行ったところ、参加者の性別に関わる主効果および交互作用はいずれも有意ではなかった ($F_s < 1$)。そこで、以下では、

男性参加者、女性参加者それぞれで、顔刺激の性別 × 年齢の 2 要因分散分析を行った。

まず、男性参加者について、2 要因分散分析を行ったところ、顔刺激の年齢の主効果が有意 ($F(2, 30)=9.49, p<.001$) であり、顔刺激の性別 × 顔刺激の年齢の交互作用は有意傾向 ($F(2, 30)=2.73, p=.082$) であったが、顔刺激の性別の主効果は有意ではなかった。 ($F(1, 15)=.42, n.s.$)。顔刺激の年齢の主効果が有意であったため、Ryan 法による多重比較を行った結果、 d' の大きさは「青年 ≧ 壮年 > 中年」という序列であった。また、交互作用が有意傾向であったため、単純主効果検定を行ったところ、女性顔における年齢の単純主効果が有意 ($F(2, 60)=10.94, p<.001$) であり、多重比較の結果、女性顔における d' の大きさは「青年 > 壮年 ≧ 中年」という序列であった。

次に、女性参加者について、2 要因分散分析を行ったところ、顔刺激の年齢の主効果 ($F(2, 20)=7.64, p<.01$)、および、顔刺激の性別 × 顔刺激の年齢の交互作用 ($F(2, 20)=5.50, p<.05$) は有意であったが、顔刺激の性別の主効果は有意ではなかった。 ($F(1, 10)=2.69, n.s.$)。顔刺激の年齢の主効果が有意であったため、Ryan 法による多重比較を行った結果、 d' の大きさは、「青年 > 壮年 ≧ 中年」という序列であった。また、交互作用が有意であったため、単純主効果検定を行ったところ、女性顔における年齢の単純主効果が有意 ($F(2, 40)=13.13, p<.001$) であり、多重比較の結果、女性顔における d' の大きさは「青年 > 壮年 ≧ 中年」という序列であった。

以上より、結果をまとめると、年齢バイアスは、男女の参加者いずれにおいても示されたが、ジェンダーバイアスについては、女性参加者で、かつ、自分と同じ年齢層の顔 (= 青年) においてのみ示された。これらの結果は、白人種バイアスと同様、接触仮説 (Chiroro & Valentine, 1995) によって説明することができると考えられる。

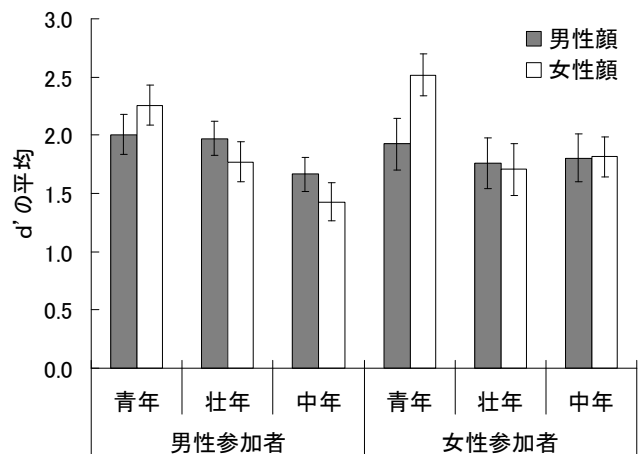


Figure 1. 各条件における d' の平均および標準誤差